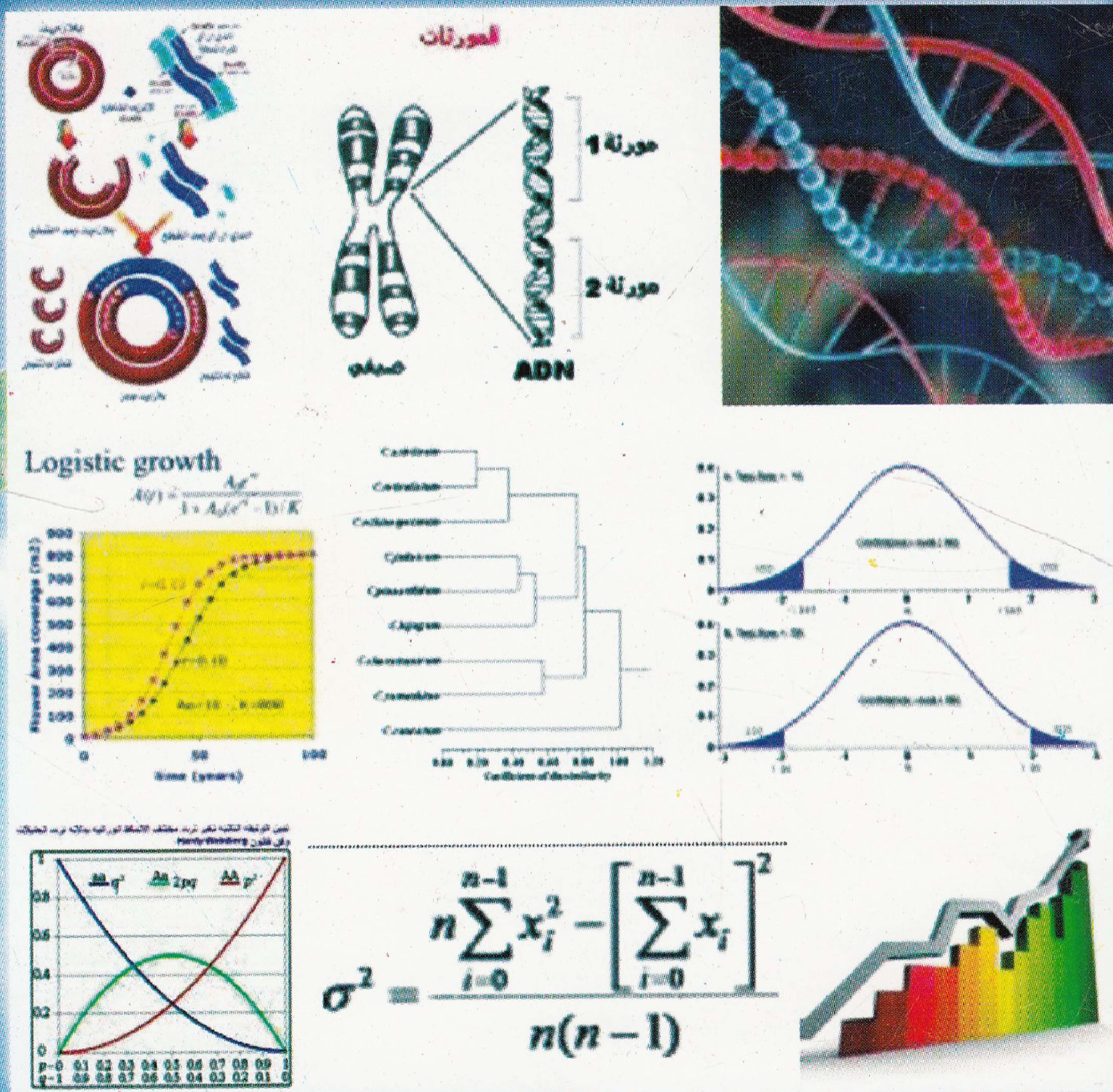
الطرق الإحصائية الوراثية والبيولوجية في تربية النبات



تأليف

الأستاذ الدكتور

عبد الحميد أحمد نوار

جامعة المنوفية - كلية الزراعة

قسم المحاصيل

الطرق الإحصائية الوراثية والبيولوجية
في تربية النبات

تأليف

الأستاذ الدكتور / عبد الحميد أحمد نوار

جامعة المنوفية – كلية الزراعة

قسم المحاصيل

إهـــــــداء

الى

زوجتي الفاضلة وأبنائي الأعزاء

مقدمة

علم الإحصاء الوراثي لا يزال حديث العهد رغم أنه أصبح علما راسخا له أسسه وقوانينه . وقد تقدم هذا العلم في السنين الأخيرة وخاصة في تطبيقاته . وأصبح مرتبطا ارتباطا وثيقا بالعلوم الأخرى وخاصة علوم الوراثة والوراثة الجزيئية النووية وتربية النبات .

ويشتمل هذا المرجع علي عدة مواضيع تهم الباحثين في علم الوراثة وخاصة تربية النبات ، فقد أشتمل علي عدة فصول لتوضيح كيفية توارث الصفات النباتية وسواء كانت صفات وصفية أو كمية ، وتناول أيضا طرق عديدة لتقدير مكونات التباين الوراثي في المحاصيل المختلفة وأستعرض خلالها بعض التجارب التطبيقية في هذا المجال لإيضاح كيفية استغلالها لدي مربي النبات . فضلا علي تناوله لمواضيع مهمة أخري مثل مفهوم الكفاءة الوراثية أو المكافئ الوراثي والانتخاب وأهدافه وطرقه المتعددة وأغراضه متطرقا إلي دلائل الانتخاب المختلفة وكيفية استغلالها في تربية النبات . ثم تطرق المرجع إلي علاقات الانتخاب بمكونات التباين الوراثي المختلفة في المحاصيل خلطيه وذاتية التلقيح. ولذا فقد أشتمل هذا المرجع علي عدة مواضيع مرتبطة ارتباطا وثيقا بذلك مثل دراسة التفاعل البيني الوراثي والتأقلم أو الأقلمة والثبات الوراثي والمظهري ونظرية معامل المرور ومفهوم التنافس النباتي وكيفية تحليل الطرق الإحصائية الوراثية المتعددة في هذا الشأن.

أما في المجال البيولوجي فقد تطرقنا إلى موضوعات متعلقة بتغيير التركيب الوراثي للنبات بأسلوب الهندسة الوراثية ويشتمل هذا الموضوع علي تكنيك عزل الجين وإعادة ترتيب أو توليف الحمض النووي AND Recombinant ثم كيفية إدخال هذه الجينات داخل النبات واستنباط التركيب الوراثي المتغير الجديد . وهذا هو جوهر علم الهندسة الوراثية . كذلك تناولنا هنا وبالتفصيل موضوع استخدامات المعلمات النووية الجزيئية الوراثية Molecular markers بأنماطها المتعددة والمختلفة للمساعدة في إجراء الانتخاب لإغراض متعددة.

كذلك فإن التطور الهائل الذي حدث في علم زراعة الأنسجة النباتية والذي يتوقع له أن يحدث في المستقبل سيؤدي إلى تغيير بعض المفاهيم في تلك العوامل المؤثرة على نمو الأنسجة النباتية. ولذا تطرقنا إلى عرض أهم العوامل التي تؤثر في نجاح زراعة الأنسجة وهي البيئة الزراعية والتي سنعرض لها هنا جزءا وافيا والاحتياجات الحرارية والضوئية ومدى التأثير الضار أو النافع أحيانا للغازات داخل البيئة الزراعية و القضبية الناتجة عند زراعة الأنسجة المختلفة على أسطح البيئات لزراعية والمغذية والتأثير الضار لعمليات إعادة الزراعة مرات عديدة أخرى على البيئات الزراعية

أو المغذية . وأخيرا سنعرض مدى التأثير المهم للتركيب الوراثي وطبيعة الفعل الجيني في هذا المجال بالتفصيل.

أن الموضوعات التي وردت في هذا المرجع تعتبر مهمة وخاصة كيفية تطبيقها واستغلالها في دراسة العشائر النباتية من الوجهة الوراثية والإحصائية وكيفية استغلال التقنيات الحديثة ومنها الوراثية في استنباط تراكيب وراثية معدلة أو جديدة.

وقد روعي عند وضع هذا الكتاب الاستعانة بعدد كثير من المراجع العلمية الهامة سواء بالعربية أو الأجنبية والمتعددة المصادر في مجالات الإحصاء البيولوجي والوراثية وتربية النبات والتقنيات الوراثية الحديثة.

وإذ يقدم المؤلف هذا المرجع العلمي إلي العاملين في مجالي الوراثة الإحصائية وتربية النبات ، فإنه يرجو للجميع الرقي الدائم والتقدم العلمي المستمر إن شاء الله .

والله ولي التوفيق

تحريرا في / /

المؤلف

أ/ د . عبد الحميد احمد نوار

المحتويات

الفصل الأول

الفصل الثاني

الفصل الثالث

(التصميم المتشعب – التصميم الأول)NC Design I - التصميم الثالث NC Design III (أمثلة عددية تحليلية)- مقارنات بين عدة تصميمات مختلفة) - الهجن التبادلية الثلاثية والرباعية Triallel and Quadriallel designs - السلالات النقية - تجارب الانتخاب - Selection Exp. - حالات خاصة من p = q = .5 فى بعض الأجيال المتعاقبة(Fn) – تصميمات متوسطات الأجيال Generation means ، عدة تصميمات وراثية إحصائية متعددة- تأثيرا لتفوق Epistasis .

الفصل الرابع

طرق تقدير مكونات القدرة علي الائتلاف (١٦٦)

Methods of estimation the combining ability copponents

مفهوم القدرة علي الائتلاف - طرق تقدير القدرة علي الائتلاف : طريقة الهجن التبادلية Diallel crosses (أمثلة عددية تحليلية)- طريقة التلقيح القمي Top crosses - طريقة التلقيح المتعدد Ploy Cross - طريقة التهجين المتعدد - تقدير القدرة علي الائتلاف في البرسيم الحجازي ونتائج لبعض التجارب- تأثير قوة الهجين في طريقة التلقيح المتعدد Effect of heterosis in polycross test (نظريتى السيادة والسيادة الفائقة The dominance and over dominance hypothesis - طريقة التلقيح المفتوح - Open pollinated method - المقارنة ما بين طرق تقدير القدرة علي الائتلاف المختلفة من خلال استعراض لبعض التجارب - التربية الداخلية والقدرة علي التآلف Inbreeding and combining ability - الاختبار المبكر Early test - الطرق الأساسية للتربية للقدرة علي الائتلاف (الانتخاب الدوري أو المتكرر Recurrent selection - طريقة التحسين التجميعي Convergent improvement طريقة الانتخاب الجاميطي Gamet Selection - طريقة الانتخاب التجميعي Cumulative selection (مقارنات بين كفاءة هذه الطرق لبعض التجارب ورسوم بيانية لكيفية لتنفيذها).

الفصل الخامس

(١٩٩)

تحليل طرق الهجن التبادلية في تربية النبات

Diallel crosses analysis in plant breeding

المكونات الوراثية للقدرة على التالف - طريقة Griffing لتقدير القدرة على التالف (الطرق الأربعة ، الموديل الأول والثاني ، أمثلة عددية تحليلية)- استخدام الموديلات المختلطة Mixed model - المقارنة ما بين الطرق الأربعة للتحليل (أمثلة عددية تحليلية) - طريقة جاردنر وابرهارت Gardner and Eberhart لتحليل طريقة الهجن التبادلية - طريقة الهجن التبادلية الجزئية Partial Diallel(أمثلة عددية تحليلية) – استخدام المصفوفات الجبرية Matrices فى تحليل بعض طرق الهجن التبادلية - طريقة الهجن التبادلية عند تواجد التربية الداخلية الجزئية والتفاعل مع البيئة.

الفصل السادس

(٢٧١)

طرق إضافية لتقدير مكونات القدرة على التآلف والتباين الوراثي

Additional methods for estimation the combining ability and genetic variance components

طرق هايمن Hayman لتحليل الهجن التبادلية - النظرية الفرضية واختباراتها (امثلة عددية تحليلية ورسوم بيانية توضيحه لمكونات Wr and Vr) - طريقة Rustem Aksel and Johnson (طرق التحليل وأمثلة عددية تحليلية) - طريقة تحليل Yates and Hayman للهجن التبادلية (امثلة عددية تحليلية) - طريقة تحليل Morley and Jones لتقدير التباين الوراثي في طريقة الهجن التبادلية النصفية - طريقة أخري لتحليل الهجن التبادلية مع وجود الهجن العكسية Diallel with replicated selfs (Morly & Jones 1958) - أمثلة عددية تحليلية في عدة محاصيل حقلية (القمح ، الذرة الشامية) — تقدير تفاعلات مكونات التباين الوراثي في بعض طرق تحليل الهجن التبادلية مع بعض العوامل البيئية .

الفصل السابع

(٣٣٤)

المقارنة بين بعض تصميمات التزاوج المختلفة لتقدير مكونات التباين الوراثي

Comparison between some mating designs for estimation genetic variance components

المفاضلة ما بين التصميمات الهامة لتقدير مكونات التباين الوراثي – Biparental progenies B.I.P.S The north Carolina Design1,II and III - Partial Diallel Cross- The half diallel cross (مثال عددي تحليلي)- توحيد المكونات الوراثية بين التصميمات المختلفة لتسهيل إجراءات المقارنة بينها — أسس المفاضلة بين التصميمات المختلفة (التقييم الخاص - حجم العينة - الصلاحية للتطبيق في مختلف المواد أو التراكيب الوراثية - التعقيد الحسابي والعمليات الحسابية - عدد الثوابت والمكونات الإحصائية والوراثية المراد تقديرها) - اختبار الفروض- النتائج المتحصل عليها- التقييم العام للمفاضلة او المقارنة بين التصميمات الإحصائية الوراثية السابقة— عرض لبعض نتائج تجارب للمقارنة بين عدة تصميمات وراثية مختلفة .

الفصل الثامن

(٢٦٣)

الكشافات والقدرة علي الائتلاف

Testers and combining ability

الغرض من استخدام التلقيح القمي – النظرية - علاقة التراكيب الوراثية المختلفة بالتكرار الجيني وقيم التراكيب الوراثية Genotypic values ومتوسطات التلقيحات أو التهجينات القمية لنوعين من الكشافات المختلفين في التركيب الوراثي - التباين بين الهجن القمية - التغيرات المتوقعة في التكرار الجيني - التقدم الوراثي المتوقع الحصول علية عند تطبيق طرق الانتخاب - الانتخاب الدوري العكسي - القدرة علي الائتلاف في الهجن القمية - أسس اختيار الكشافات - تحليل تداخل السلالة x الكشاف (أمثلة عددية تحليلية) - نتائج لبعض البحوث .

الفصل التاسع

(٢٩٧)

تقدير مكونات التباين الوراثي من متوسطات الأجيال المختلفة واختباراتها

Scaling test and components of generation means

أهمية Scaling tests في هذه التصميمات - تقدير المكونات الوراثية من طرق مختلفة لمتوسطات الأجيال - الموديل السداسي المكونات - الموديل الخماسي المكونات - الموديل الثلاثي المكونات الخاص في حالة انعدام التفاعل - موديلات أخرى تعتمد علي متوسطات الأجيال (Gamble 1962) - المقارنة ما بين عدة طرق لتقدير مكونات التباين الوراثي في القطن (المقارنة مابين ثمانية موديلات مختلفة و أمثلة عددية تحليلية) .

الفصل العاشر

(٤١١)

مكونات التباين الوراثي في النباتات خلطيه التلقيح

ومجال الاستفادة بها في تربية النبات

Estimates of genetic parameters in cross fertilizing plants and their implications in plant breeding

أهم طرق تقدير مكونات التباين الوراثي - أهم مكونات التباين الوراثي وتفاعلها مع الظروف البيئية في الذرة الشامية(ملخص عام من عدة بحوث علمية (Gardner1962 , Hallauer and Miranda 1988) -

مكونات التباين الوراثي في البرسيم الحجازي - مكونات التباين الوراثي في محاصيل العلف - نتائج تجارب أخرى لبعض تقديرات التباين الوراثي في الذرة الشامية ومحاصيل أخرى.

الفصل الحادي عشر

(٤٤٥)

تقدير مكونات التباين الوراثي في محاصيل ذاتية التلقيح وتطبيقاتها .

Experimental Estimates of genetic parameters and their application in self fertilizing crops

المكونات الوراثية في العينات المحددة - تقدير تباين التداخل البيئي الوراثي - ملخص عام لأهم لمكونات الوراثية في تلك المحاصيل (تباين القدرة العامة والخاصة على الائتلاف وغيرها) - تقدير التفوق - نتائج تجارب لبعض الدراسات الهامة.

الفصل الثاني عشر

(٤٥٧)

الكفاءة الوراثية

Heritability

مفهوم اصطلاح وتعريف الكفاءة الوراثية أو المكافئ الوراثي أو درجة التوريث بصفة عامة- تحديد مفهوم الكفاءة الوراثية في مجال النباتي - - تطبيقات المكافئ الوراثي في تربية النبات - المكافئ الوراثي كوحدات انحراف قياسي - علاقة المكافئ الوراثي ونظام التكاثر - المكافئ الوراثي والنباتات خلطيه التلقيح - المكافئ الوراثي في النباتات التي تتكاثر لا جنسيا - المكافئ الوراثي في النباتات ذاتية التلقيح - قياسات إضافية للاختلافات الوراثية النسبية - اختبار المعنوية للمكافئ الوراثي - الانحرافات في قيم المكافئ الوراثي - أهمية دراسة الكفاءة الوراثية أو المكافئ الوراثي - تقديرات المكافئ الوراثي أو الكفاءة الوراثية في الأجيال والأنسال المتتابعة والمختلفة - العوامل التي تؤثر على تقديرات المكافئ الوراثي - تقديرات المكافئ الوراثي في الوحدات التجريبية المختلفة - علاقة تقديرات المكافئ الوراثي والتكرار الجيني – ملخصات قيم الكفاءة الوراثية او درجة التوريث لـ **Hallauer and Miranda 1988** .

الفصل الثالث عشر

الانتخاب

Selection

أهدافه – (تعديل المتوسط واتجاهات الانتخاب ، تقليل أو اختزال الاختلافات في العشيرة او المحافظة على ثبات العشيرة ، تقليل أو اختزال المدى في العشيرة في اتجاه واحد أو معين اى الانتخاب في إفراد من طرفي العشيرة - العوامل التي تؤثر علي الاستجابة الانتخابية (سبعة عوامل) – أنواع لاستجابة الانتخابية (المنعدمة ، المتذبذبة ،البطيئة)-تعدد أغراض الانتخاب (الانتخاب المتسلسل Tandum selection – انتخاب المستويات Independent culling – دلائل الانتخاب Selection indices) - المقارنة ما بين الطرق الثلاثة - دلائل الانتخاب Selection Index – المعلومات والبيانات التي يستوجب توافرها لعمل دليل انتخابي – مثال عددي تحليلي لدليل انتخابي لصفتين ولأكثر من صفة - التقدم أو التحسين الراجع للانتخاب - طرق الانتخاب المختلفة (طرق الانتخاب المتكرر أو الدوري Recurrent selection methods المختلفة والمقارنة بينها وكيفية تنفيذها حقليا- برامج منظمة ال CYMMIT – استعراض لبعض نتائج البحوث - الانتخاب بطريقة الكوز للخط وتعديلاتها، واستعراض لبعض نتائجها خاصة فى تحسين الزيت والبروتين فى الذرة الشامية- طريقة الانتخاب الإجمالى Mass selection وتعديلاتها واستعراض لبعض نتائج البحوث – المقارنة مابين كفاءة طريقتي الانتخاب الاجمالى وطريقة الكوز للخط Comparison between the relative efficiency of Ear- to –row and Mass selection methods - كيفية زيادة فعالية الانتخاب - طرق دلائل الانتخاب المختلفة –مثال عددي تحليلي لطرق تحليل الدلائل الإنتخابية واستعراض لبعض نتائج البحوث . طرق الانتخاب والتحسين بين العشائر- طرق الانتخاب المختلطة (من عدة طرق متتابعة - بعض النتائج التطبيقية - التحليل علي المستوي ألجزيئي الوراثي في الذرة الشامية لطريقة الانتخاب الدوري العكسي Reciprocal recurrent selection - الانتخاب باستخدام الدلائل (المعلمات) الجزيئية في تحسين المحاصيل الحقلية - المميزات النسبية للمعلمات الجزيئية في برامج التربية - استخدام المعلمات الجزيئية في برامج التهجين الرجعي Back cross method - - طرق الانتخاب والتحسين بين العشائر المختلفة- طرق الانتخاب المختلطة (من عدة طرق متتابعة - بعض النتائج التطبيقية - التحليل علي المستوي ألجزيئي الوراثي في الذرة الشامية لطريقة الانتخاب الدوري العكسي .

الفصل السابع عشر

(٥٩٦)

نظم الأقلمة أو الثبات الوراثي والمظهري

Genotypic and phenotypic stability Models

تحليل التداخل أو التفاعل البيني الوراثي - نظام راسل ابرهارت **Eberhart and Russell's model** طريقة بركينز وجينكيز **Perkins and Jinks** - طريقة فريمان وبركينز **Freeman and Perkins** - طريقة تاي**Tai mode** - أمثلة عددية تحليلية - طريقة **Rosielle and Hamblin 1981** ، ونتائج بعض البحوث- الموائمة الوراثية **Genetic Homeostasis** - الانتخاب والموائمة الوراثية - تعليق عام - بعض النتائج في دراسة **Stability** .

الفصل الثامن عشر

إعادة دورة حياة النباتات معمليا

(٦٣٦)

Plants regeneration in Vitro

إنتـــاج الكـــالوس **callus** - **Cultures** المعلقـات - **Suspensions** - نظـم البيئـات الزراعيـة **Culture Systems** – مـزارع المتـك وحبـوب اللقـاح **Anther and Pollen** - النباتـات الأحاديـة **Haploid** - عزل وزراعة البروتوبلاستات **Protoplast Isolations** - زراعة البروتوبلاستات - اتحاد البروتوبلاستت – (إشكال لطرق العزل والاتحاد البرتوبلاستي ، ورسوم بيانية) - ملاحظات على طريقة الدمج الكهربي- تكوين الأجنة والأعضاء وإعادة دورة حياة النبات - زراعة الأجنة **Embryo culture** تكوين الأجنة الجسمية **Somatic embryogenesis** - تكوين الأعضاء **Organogenesis** والعوامل التى تساهم جوهريا في نجاح دراسات إكثار أو تكاثر أو إعادة دوره حياة النبات معمليا - طريقة إعادة دورة حياة النبات فى نبات الدخان (رسوم بيانية)- الأجنة الجسمية **Somatic embryogenesis** - طريقة التكوين المباشر للأجنة الجسمية- طريقة التكوين الغير مباشر للأجنة الجسمية - طريقة الحصول علي أجنة جسمية في الجزر (رسوم بيانية)- الحصول علي المزارع البروتوبلاستيه وإعادة تكوين النبات **Regeneration of plants** . نتائج بعض البحوث .

الفصل الأول
طبيعة وراثة الصفات الوصفية والكمية
Nature inheritance of the quantitative and qualitative characters

١-١ – مقدمة

سنتناول هنا بعض المفاهيم الوراثية الهامة ، التي تساعد على فهم طبيعة توارث الصفات المختلفة في التراكيب الوراثية، مثل طبيعية توارث الصفات الوصفية والكمية، التعدد والتكرار الجيني، قاعدة هاردى - واينبرج للاتزان الوراثي، العوامل التى تؤثر على اتزان العشائر وراثياً، المفاهيم المختلفة لمكونات التباين الوراثي، التشابه بين الأقارب، معامل القوة لمكونات ، ومعاملات التربية الداخلية وعلاقاتها بمكونات التباين الوراثى .

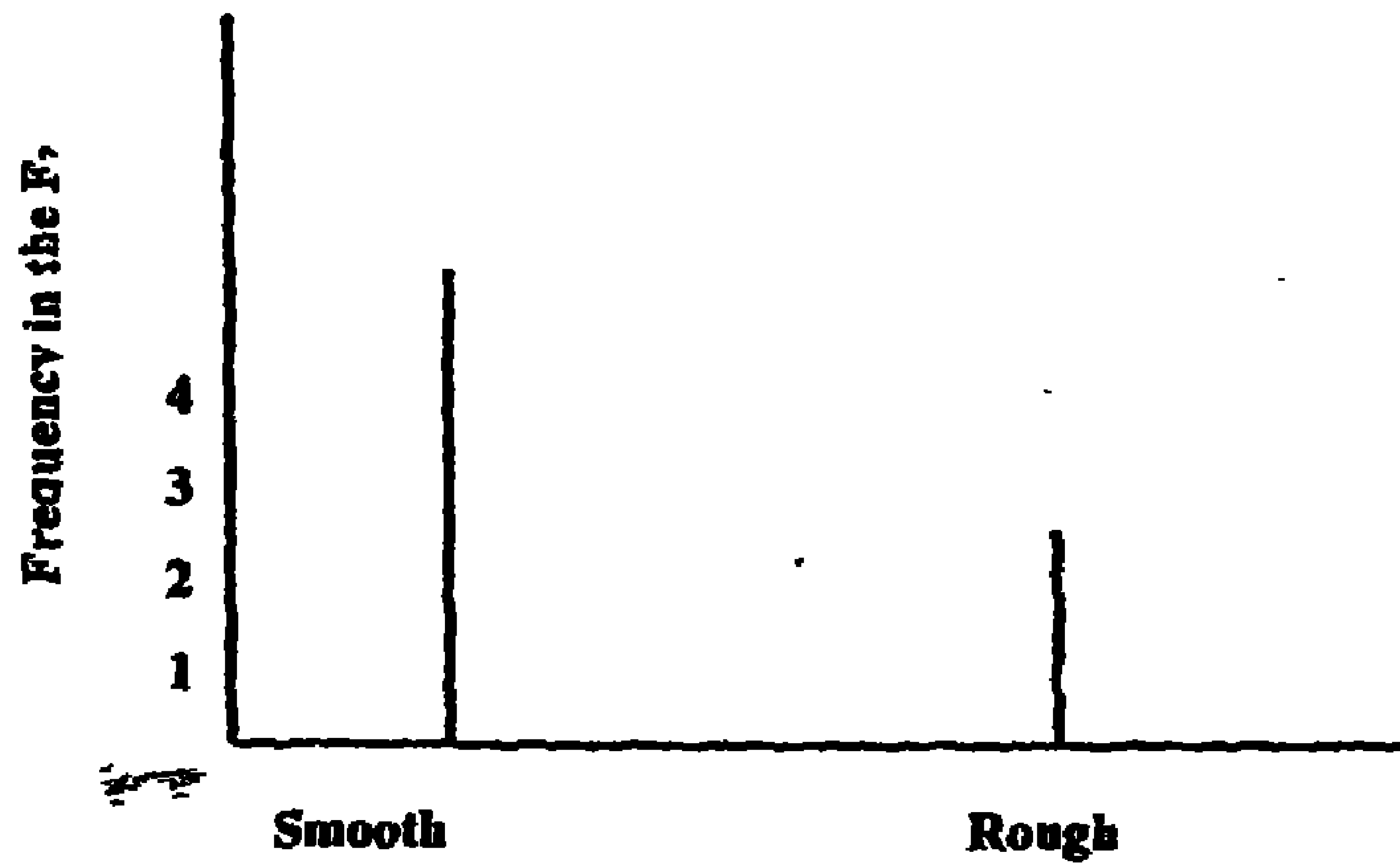
١ – ٢ - الصفات المندلية Mendelian characters

وضع مندل عام ١٨٦٥ قانون توارث هذه الصفات. وهى تكون في صورة توارثها صفات وصفية ويتحكم فيها عدد قليل من الجينات few genes ذات التأثيرات الكبيرة major effects ويطلق علي هذه الجينات Oligogens . ونتيجة لتأثيرات تلك الجينات يكون توزيع الأشكال المظهرية كأقسام غير متصلة أو غير مستمرة discontinuous ويمكن تبيين ذلك من خلال المثال التالي ، فعند تزاوج نباتين يتصف أحدهما بالبذور الخشنة Rough seed والاخر بالبذور الناعمة Smooth seed وإذا فرض وأن هذه الصفة، صفة بسيطة يتحكم فيها زوج واحد من العوامل الوراثية وأن صفة البذور الناعمة سائدة ونقية فيمكن توضيح توارث هذه الصفات كما يلي:

P	Smooth seeds		Rough seeds
	Dominant (TT)	X	Recessive (t t)
F_1		Smooth seed	
		(T t)	
		(Dominant)	
F_2	Smooth seed		Rough seed
	423		123
ratio	3	:	1

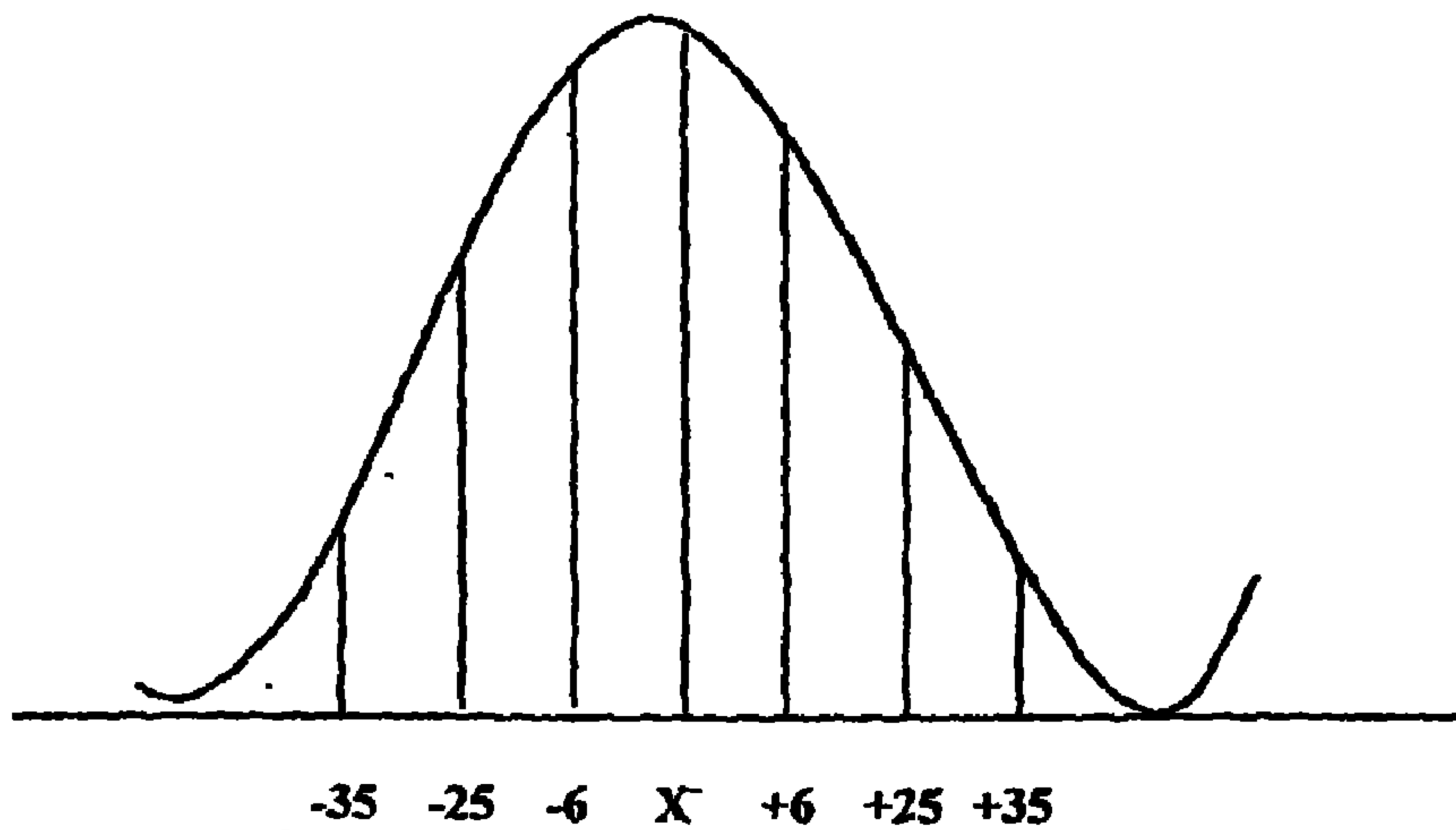
تأليف: الأستاذ الدكتور / عبد الحميد أحمد نوار - كلية الزراعة - قسم المحاصيل - جامعة المنوفية

كذلك فالصفات الوصفية أو المندلية ، تتأثر قليلا بالظروف البيئية . وإذا أريد عمل توزيع الأقسام الأشكال المظهرية للحالة السابقة فستكون بهذا الشكل المتقطع أو غير المستمر التالي :-



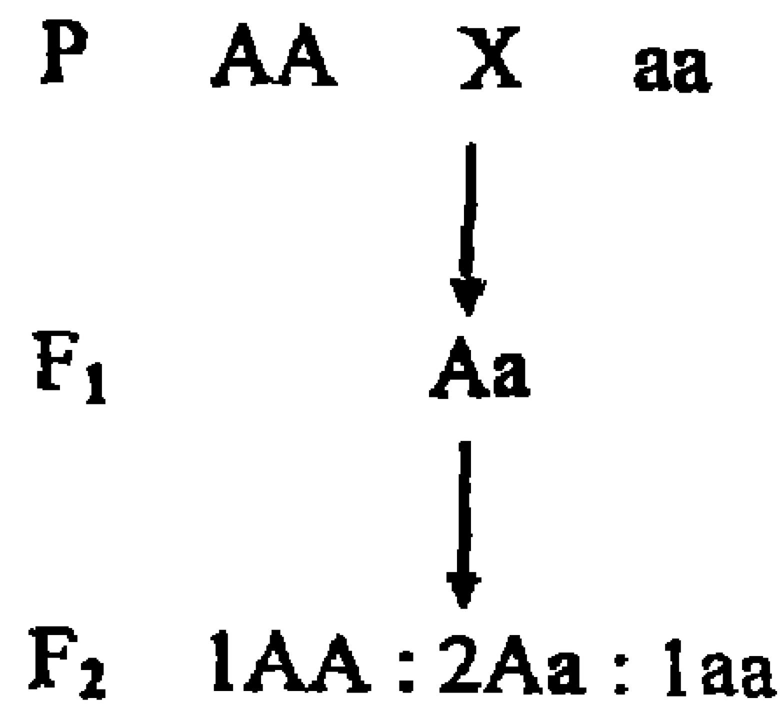
١ ـ ٣ ـ الصفات الكمية : Quantitative characters

يتحكم في توارث هذه الصفات عديد من الجينات والتي يكون لكل منها تأثيرا صغيرا ويطلق علي هذه الجينات poligenes وهذه تتأثر لحد كبير بتغير الظروف البيئية. ويمكن توزيع الأشكال المظهرية لتأثيرات هذه الجينات في صورة مستمرة وقد أوضح Galeton أن معظم هذة الصفات في تكون فى الأحياء الراقية higher organisms و يكون توزيعها مستمراً أي يتبع المنحني الطبيعي Normal curve بهذا الشكل .

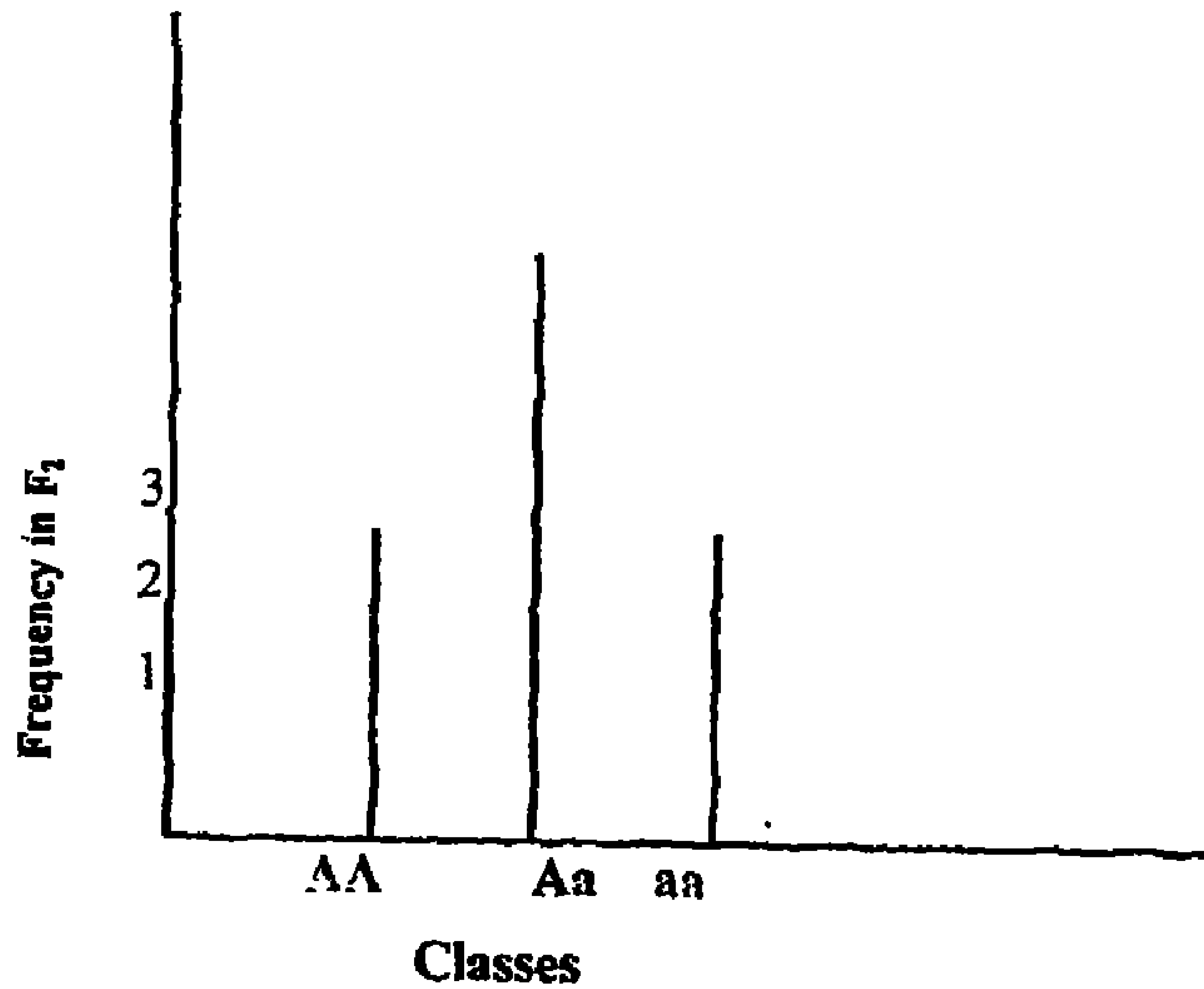


ويمكن تتبع توزيع الصفة عندما يتحكم فيها أعداد مختلفة من الجينات وذلك في حالة عدم وجود السيادة no dominance كما يلي في حالة زوج واحد وزوجين وثلاثة عشر أزواج من الجينات.

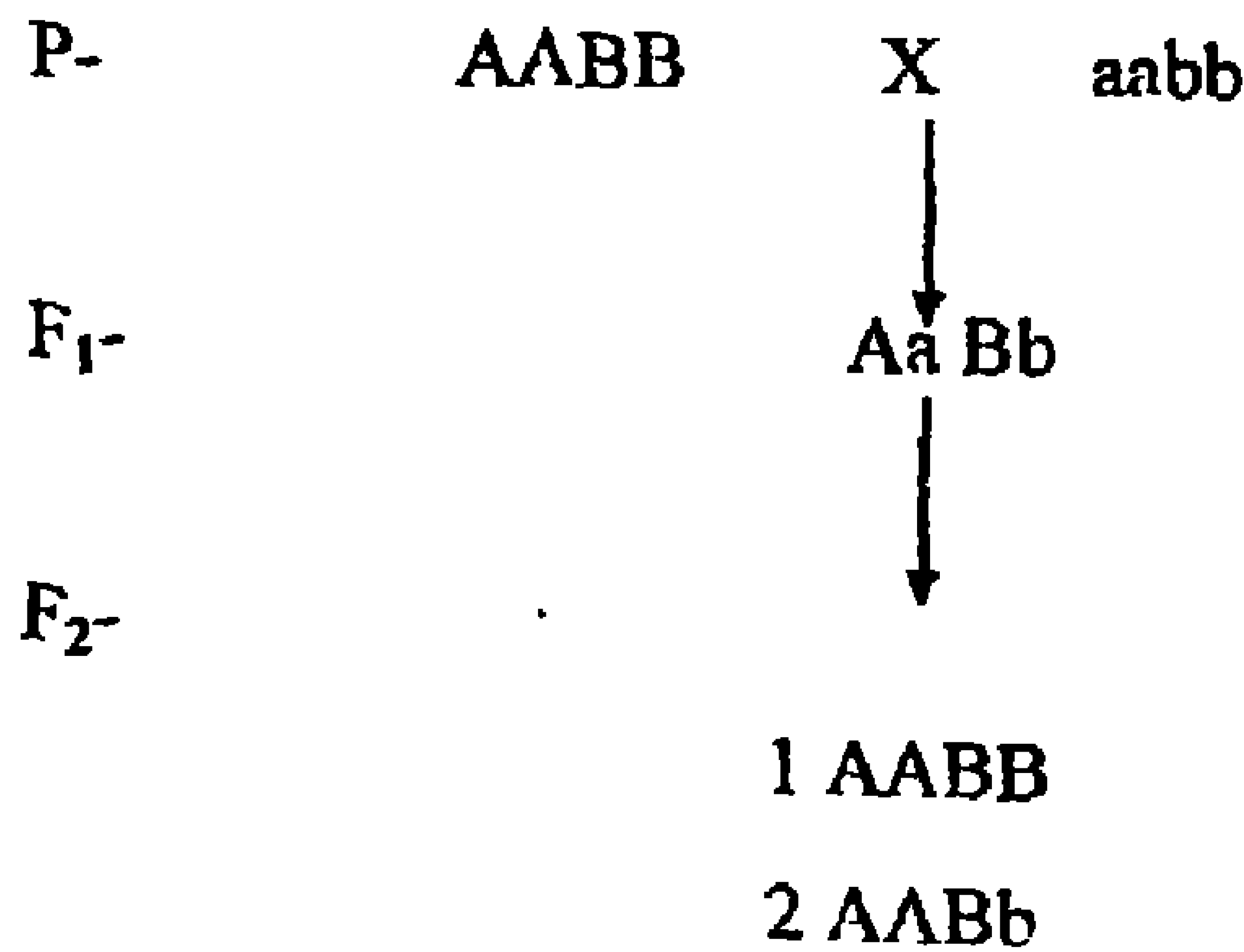
ففي حالة زوج واحد من العوامل الوراثية :



ويمكن توزيعها كما يلي :



. وفي حالة زوجين من الجينات :



1 AAbb

2 AaBB

4 AaBb

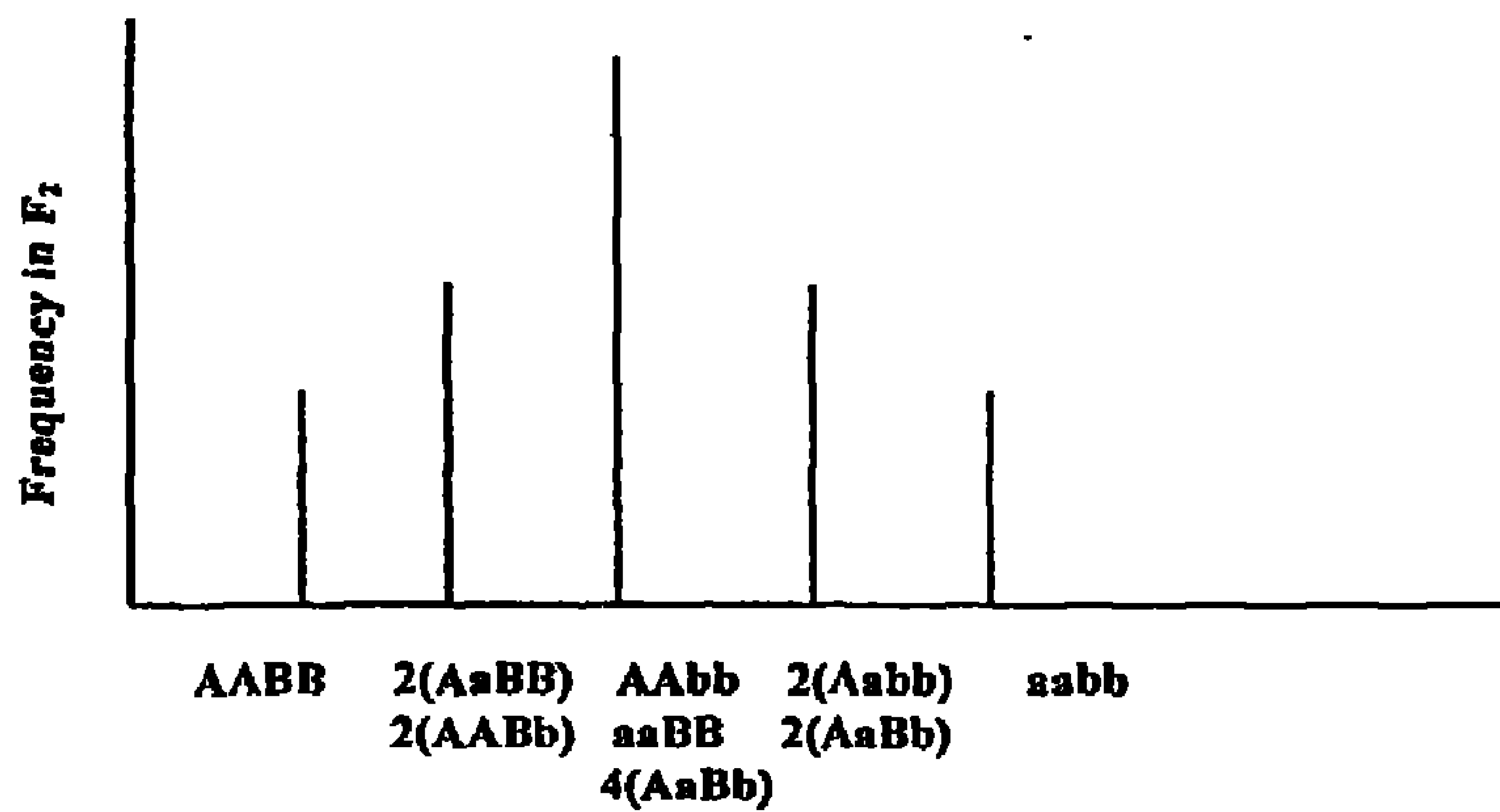
2 Aabb

1aaBB

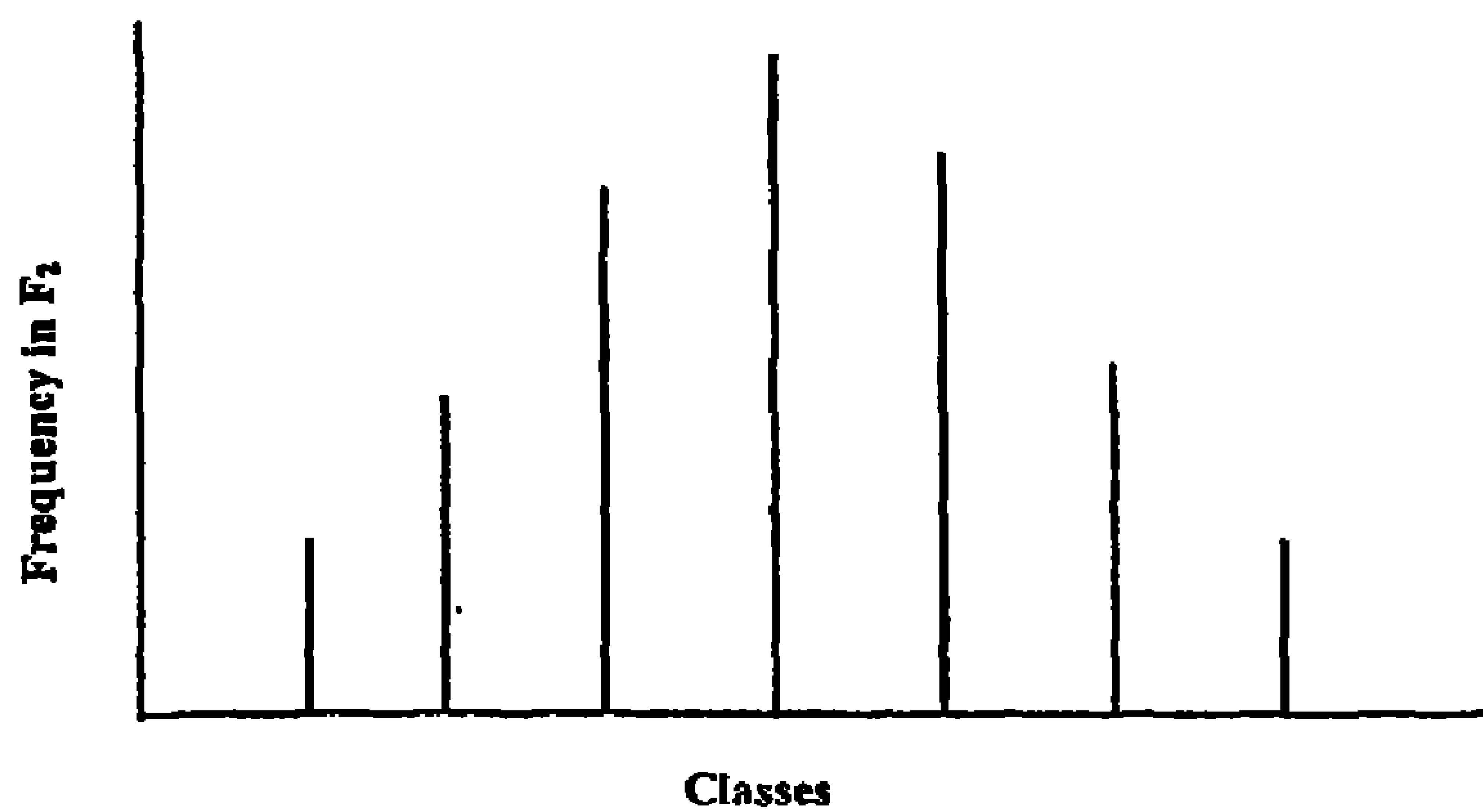
2 aaBb

1 aabb

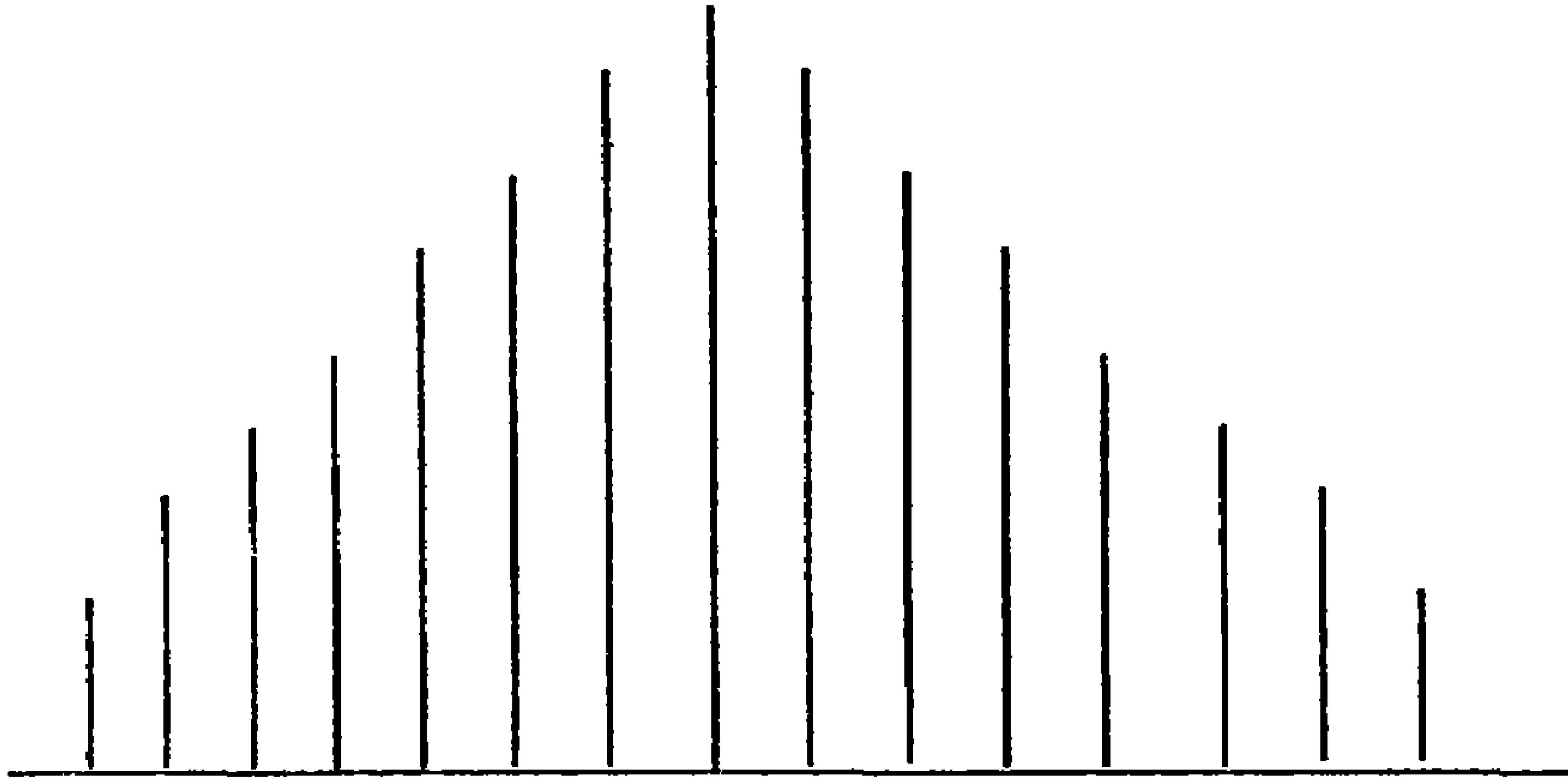
وسيكون توزيعها كالآتي :



وفي حالة ثلاثة أزواج من الجينات :



وفي حالة عشرة أزواج من الجينات :



ويتضح أنه وكلما زاد عدد الجينات المتحكمة في وراثة الصفة ، أن يميل التوزيع إلي توزيع المنحني الطبيعي. وفي حالة عدم وجود السيادة يكون تكرار القسم محددا بهذه المعادلة التالية $(\frac{1}{2} + \frac{1}{2})^{2n}$ حيث أن (n) هي عدد أزواج العوامل الوراثية ، أما في حالة السيادة التامة Complete dominance يكون توزيع أزواج العوامل $(3/4 + 1/4)^n$ ويكون عدد الأقسام (n+1). ويوضح الجدول التالي (جدول ١-١) عدد الجاميطات والتراكيب الوراثية والمظهرية وحجم العشيرة كحد أدني لظهور مثل هذه التراكيب المختلفة في حالات متعددة عند اختلاف عدد الاليلات الجينية :

جدول ١-١- التراكيب المظهرية والوراثية عند اختلاف عدد الإليلات :

No. of pairs of alleles	Classes of gamets F_1	Classes of gametes F_2	Phenotypic classes (F_2)		Minimum perfect population
1	2	3	2	3	4
2	4	9	4	9	16
3	8	27	8	27	64
10	1024	59049	1024	59049	1048576
21	2097152	10460353203	2097152	10460353203	439804611104
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
n	2^n	3^n	2^n	3^n	4^n

هذه التوزيعات ستكون مضبوطة في حالة انعدام الخطأ. وعندما تكون أعداد البيانات كبيرة تكون الاختلافات ما بين الأقسام صغيرة و التوزيعات للأشكال المظهرية غير دقيقة التحديد وغير واضحة less precise. وعلي الجانب الأخر إذا كانت الأقسام للأشكال المظهرية تتأثر بالبيئة كثيرا كما هو الحال في الصفات الوصفية، فيكون كل قسم ذو تباين حول المتوسط.

١ - ٤ - التركيب الوراثي للعشيرة : Genetic constitution of a population

أ- الجين و التكرار الجيني :

إذا كان هناك عدد (N) من النباتات فيكون عدد المواقع الوراثية Locus بالنسبة لكل جين في المجموعة هو أثنين لأن كل نبات يحمل اليلين في كل جين. وتكرار الجين هو نسبة عدد المواقع المشغولة بأليل معين إلي مجموع مواقع هذا الحين ، فإذا افتراضنا أن هناك مائة نبات تحوز علي التراكيب الوراثية التالية ونسبها هي :

0.25 AA   0.50 Aa   0.25 aa

فأن توزيعات التراكيب الوراثية في العشيرة سيكون

Genotypes	AA	Aa	aa	Total
Frequencies	0.25	0.50	0.25	1.00

وحيث أن لدينا 100 جين ، فيكون لدينا 200 اليل للصفة المتحكم فيها هذه الجينات ، أي مائة اليل من A ، ومائة اليل من a .

إذن توزيع الجين (A) تكون $\frac{100}{200} = 0.5$

وتوزيع الجين (a) تكون $\frac{100}{200} = 0.5$

المجمـــــــــــوع $= 1.00$

ويلاحظ أن مجموع تكرارات الليلات كلها تساوي واحد دائما وعادة ما يرمز لنسبة وتكرار الاليلA بالرمز qA وتكرار الليلة (a) بالرمز (1-qA) ، أي أن العشائر الأصلية بالنسبة لموقع معين يكون تكرار الجين فيها إما واحد أو صفر ويمكن استخدام المعادلة التالية لحساب تكرار الجين.

التكرار الجيني = (عدد الأفراد الأصلية لهذا الدليل + ½ أعداد الأفراد الخليطة لهذا الدليل) / عدد الأفراد كلها

<u>مثال</u> : في عشيرة من الذرة الشامية وجدت الأعداد التالية لألوان الحبوب

١٦ لونها أصفر WW

٤٨ لونها أبيض مصفر Ww

٣٦ لونها أبيض ww

١٠٠ (المجموع الكلى)

فيكون تكرار الجين لهذه المجموعة

$$qW = \frac{16+24}{100} = 0.4$$

$$qw = \frac{36+24}{100} = 0.6$$

أو $(1-qW) , 1-0.4 = 0.6$

وهذه المجموعة (W 0.4 + w 0.6) إذا ما ربعت نحصل على WW 0.48 +Ww 0.16 + 0.36 ww وهى نفس النسبة التي بدأنا بها. وعملية التربيع تمثل التلقيح العشوائي random mating ما بين عشيرتين أو مجموعتين وتكرار الجين في كل منها هو (W0.4 + w 0.6) وهذا ما يسمي بالتوزيع الجاميطي gametic array أي النسبة المختلفة التي تنتج بها الجاميطات في العشيرة. في حين يطلق علي مفكوك ما بين القوسين السابق ذكره بتوزيع التراكيب الوراثية genotypic array لأنه يدل علي النسب الناتجة من التراكيب الوراثية المختلفة. كما يطلق علي توزيع التراكيب الوراثية أيضا التوزيع الوراثي genetic array أو التوزيع الزيجوتي zygotic array .

ب- قاعدة هاردي وانبرج للأتزان :-

Hardy – Weinberg law of equilibrium :

في العشائر الكبيرة وتحت ظروف التلقيح العشوائي ، يبقي تكرار الجين أو تكرار التراكيب الوراثية ثابت من جيل لأخر. وهذا الثبات لن يتواجد من جيل لآخر إذا كان هناك تأثير للانتخاب والطفرة والهجرة.Selection pressure ; mutation and migration وعلي افتراض أن هناك عشيرة تحوز علي تكرارات الجين والتراكيب الوراثية التالية :

	gene		genotypes		
	A	a	AA	Aa	aa
Frequencies	p	q	p	H	Q

إذن الجاميطات ستظهر بتكرارات P, q بالنسبة للجينات A,a علي التوالي

Genotypes AA will produce gametes (A)

„ Aa „ „ „ (A) and (a)

„ aa „ „ „ (a)

إذن العشيرة سوف تنتج الجاميطات (A) بتكرار مقداره

$P + 1/2\,H = P$

$1/2H + Q = q$

وجاميطات (a) بتكرار

وحيث أن احتمال التزاوج أو التلقيح العشوائي للتراكيب الوراثية يكون متساويا فإن

Gametes	(P)	(q)
A (p)	AA (p^2)	Aa (pq)
a (q)	Aa (pq)	aa (q^2)

هذه الزيجوتات سوف تنتج تراكيب وراثية بتكرارات كما يلي :

AA	Aa	aa
p^2	$2pq$	q^2
(P)	(H)	(Q)

والتوزيع الجيني في الجيل الجديد أو التالي سيكون :

$$A = P + \frac{1}{2}H$$
$$= P^2 + \frac{1}{2}(2pq)$$
$$= p^2 + P(1-p) \text{, but } (P + q = 1)$$
$$= P^2 + p - p^2$$
$$= P$$

وبنفس الطريقة فإن

$$a = \frac{1}{2}H + Q$$
$$= \frac{1}{2}(2pq) + q^2$$
$$= pq + q^2 \text{ (but } p = 1 - q \text{)}$$
$$= (1-q)q + q^2$$
$$= q - q^2 + q^2$$

وللتعرف عما إذا كانت العشيرة أو التوزيع الزيجوتي في حالة اتزان هاردي وانبرج . فيجب مقارنة الخليط بالقيمة q^2 (1-q) حيث أن q تكون محسوبة كما سبق . وإذا كانت نسبة الخليط مساوية للقيمة فأن العشيرة تكون في حالة اتزان.

مثال : إذا وجدت النسبة التالية في عشيرة ذرة شامية للون الحبوب

WW 16 = Ww 48 = ww36

وكان العامل (W) يمثل اللون الأصفر، (w) يمثل اللون الأبيض وإذا كانت q = 0.4

$2q(1-q) = (0.4)2 (1-0.4) = 0.48$ وهذه النسبة مساوية لنسبة الخليط ، إذن العشيرة متوازنة أو في حالة اتزان.

مثال أخر : في حالة لون حبوب الذرة الشامية وجدت النسب التالية

Red (r r)	43	= 8.6 %	p
Rouan (Rr)	219	= 43.8%	H

$$\text{White (RR)}\ \frac{238}{500} = \frac{47.6}{100}\ \ Q$$

إذن

$$r = P + 1/2H = 8.6 + \frac{43.8}{2} = 0{\cdot}305$$

$$R = 1/2H + Q = \frac{43.8}{2} + 47.6 = 69.5 = 0.695$$

	(R) 0.695	(r) 0.305
(R) 0.695	RR 0.483	Rr 0.212
(r) 0.305	Rr 0.212	Rr 0.09

RR	Rr	rr
0.48	0.424	0.09

وبما أن $q = 0.694$

وبحساب القيمة $(1 - q)\ 2q = 43.8$ حيث أن هذه القيمة تساوي نسبة الأفراد الخليط إذن العشيرة متزنة .

جـ تغيرات التكرار الجيني : **Changes in gene frequency**

يعتبر هذا الموضوع علي جانب كبير من الأهمية في تحسين العشائر النباتية والحيوانية وللتدليل علي ذلك فأن فعالية أو نجاح الانتخاب يرجع أصلا وأساسا إلي مقدار التغير في التكرار الجيني . وهناك عمليتان (نوعين من العمليات) يحدثان عند تغير للتكرار الجيني وهما :

١ ـ العمليات المتناسبة **Systematic Processes**

وفيها يكون التغير في التكرار الجيني متوقع من ناحية أهميته واتجاهه وهذه تشمل علي عوامل الهجرة والطفرة والانتخاب.

٢- العمليات غير المتناسقة (المشتته) Dispersive Processes

والتغير في التكرار الجيني هنا يكون محددا بالصفات الصغيرة للعشيرة . وأهمية العمليات والتي تعمل تغير التكرار الجيني أنه يمكن توقعها ولكن لا يمكن معرفة اتجاهها وتعرف كـ genetic drift أي الأنحراف الوراثي أو يطلق عليها تأثير سيول – رايت (Sewell Wright effect) وسوف نناقش هذه العمليات كما يلي :

١- الهجرة Migration

يمكن إرجاع التغير في التكرار الجيني بخصوص موضوع الطفرة إلي الجزء من الأفراد المهاجرة وإلي الاختلافات ما بين تكرار الأفراد المهاجرة والعشيرة المهاجر إليها هذه الأفراد . وهذا يعني أنه إذا كانت العشيرتين مختلفتين في تكرارهما الجيني نتيجة الهجرة فيكون للهجرة أثر واضح والعكس صحيح . وفي الغالب ما يحدث اختلاف واضح في تكرار أفراد العشيرتين المهجرة والمهاجر إليها أو المستقبلة ، علي أن هذا الأثر يكون أكثر وضوحا وتأثيرا عندما تكون أعداد المجموعة المهاجرة كبيرا والفرق ما بين التكرار الجيني للمجموعتين واسعا ، ويمكن توضيح ذلك في الجدول التالي :

Individuals	الأفراد	
	Migrated	Natives
Individuals	M	1-M
Gene q	qn	qo
Frequency	M(qn)	1-M(qo)
Freq. of Mix	q= M(qn) + (1-M)qo	
	M(qn) + qo- Mqo	
	M(qn – qo) +qo	
Change in gene	$\Delta_1 = q_n - qo$	
Frequency q	= M (qn-qo) + qo –qo	
	= M (qn – qo)	

{ M= Individuals migrated
1-M= Individuals native }

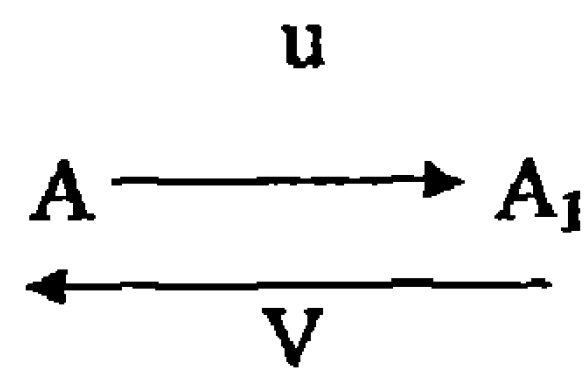
(qn and qo = gene freq. in them)

ونود أن نشير، إلي أن الهجرة تعتبر عاملا هاما وفعالا وسريعا لتغيير العشائر من الناحية الوراثية، ولذا وجب عند القيام بعملية التهجير والنقل الأخذ في الاعتبار الظروف البيئية المنقول إليها العشيرة عند تهجيرها.

٢- الطفرة Mutation

ويؤخذ في الاعتبار لحدوث تغير في التكرار الجيني هي الطفرة المتكررة Recurrent mutation وهي التي تظهر في جين معين باستمرار وبانتظام في عشيرة ما.

ودعنا نفرض أن الجين (A) طفر إلي A_1 بمعدل (u) حيث أن (A_1) يمكن أن يطفر عكسيا إلي (A) ولنفرض أن ذلك يتم بمعدل (v)



q (1 – q)

وفي وقت ما لابد وأن نصل إلي حالة اتزان أو توازن ، بمعني أن عدد الجينات الطافرة من A إلي A_1 تتساوي مع أعداد الجينات الطافرة من A1 إلي A وعلي فرض وأن تكرار الجين (A) هو q وتكرار (A1) هو (1 – q) فتكون إذن نسبة الجينات الطافرة من A إلي A1 = vq ونسبة الجينات الطافرة من A1 إلي A = v (1- q) وسوف نصل إلي حالة التوازن عندما تكون :

$$U q = v (1 - q)$$

$$u q = v - v\ q$$

$$q = (u + v) = v$$

$$q = v / v + u$$

حيث أن :-

معدل تكرار الطفرة في اتجاه = u

معدل تكرار الطفرة في اتجاه معاكس = v

الاتزان (معدل التغير في التكرار الجيني) = q

وكما هو واضح فأن الأتزان يعتمد علي تكرار الطفرة في كلا الاتجاهين وليس فقط علي التكرار الأصلي للجين.

ونود أن نشير الى أن تكرارات حدوث الطفرة عادة ما تكون منخفضة للغاية ولاتتعدى 0.01 فى المليون وترجع أهميته فقط في عمليات تطور الأنواع. ويكون التغير في التكرار الجيني عن طريق الطفرات ذو قيمة عندما تكون عملية التطفر الجيني واسعة ويتبعها أنتخاب لهذه الطفرات.

٣- الانتخاب Selection

الانتخاب يمكن أن يكون طبيعيا أو صناعيا، وفي حالة الانتخاب الطبيعي يكون معدل التغير في التكرار الجيني في العشيرة متوقفا علي ما هي عليه العلاقة ما بين الجين نفسه والشكل المظهري المعبر عن هذا الجين أو يتوقف علي تأثير الجين علي الشكل المظهري Phenotype له. وهذا التأثير الجيني علي الشكل المظهري يطلق عليه (Adaptive value) أو قيمة أو مقدار التأقلم أو أحيانا يطلق عليه القيمة الانتخابية (Selective value) .

والتغير في التكرار الجيني كنتيجة للأنتخاب سوف نناقشه من خلال الحالات التالية :

١- عدم وجود سياده No dominance :

aa	Aa	AA
(1-s)	(1-1/2s)	(1)

شدة الانتخاب = s

٢- السيادة التامة : Complete dominance

Aa	Aa AA
(1-s)	1

٣- السيادة الفائقة : Over dominance

aa	AA	Aa
$(1-S_2)$	$(1 - S_1)$	(1)

والتكرار الجيني وتغيره في حالة السيادة التامة ومع حدوث الانتخاب سيكون في هذه الصورة

Genotypes	AA	Aa	aa	Total
Frequency	P^2	2pq	q^2	1
Adaptive	1	1	1-s	
Genetic contribution	p^2	2pg	$(1-s)q^2$	

والتكرار الجيني في النسل سيكون

$a = aa + 1/2\ Aa$

$q_1 = q^2(1-s) + 1/2\ pq$

$= q^2\,(1-s) + pq$

وإذا نسبنا ذلك إلي المجموع فأن :

$$q_1 = \frac{q^2\,(1-s) + pq}{(1-s)\,q^2}$$

إذن التغير في التكرار الجيني الراجع للأنتخاب Δq سيكون

$\Delta q = q_1 - q$

$$= \frac{q^2\,(1+s) + (1-q)\,q}{1 - sq^2}$$

$$q = \frac{q^2 - Sq^2 + (1-q)\ q - q\,(1 - Sq^2)}{1 - Sq^2}$$

$$= \frac{q^2 - Sq^2 + q - q^2 - q + Sq^2}{1 - Sq^2}$$

$$\Delta g = \frac{Sq^2\,(1-q)}{1 - Sq^2}$$

لايجاد Δg في حالة الانتخاب مع غياب أو انعدام السيادة فأن :

Genotypes	AA	Aa	aa
Frequency	p^2	2pq	q^2
Adaptive value	(1)	1-1/2S	(1-s)
Genetic contribution	p^2	2pq(1-1/2S)	q^2 (1-s)

وبنفس الخطوات السابقة يمكن إيجاد قيمة Δg

وعموما، فتغير التكرار الجيني تحت ظروف الانتخاب يتوقف علي العاملين التاليين:

١- قيمة التكرار الابتدائي أو الأساسي .Initial frequencies

٢- ومعامل الانتخاب Selection coefficient

د- تغير التكرار الجيني الراجع العينات الصغيرة

Genetic sewall Wright effect or genetic drift

في العشائر التي يمكنها التكاثر من خلال أعداد قليلة من الأفراد ، ففي خلال عدة أجيال سيكون هناك اتجاه لزيادة درجات التربية الداخلية في مثل هذا النوع من العشائر هذا بالتالي سوف يعمل علي زيادة نسبة عدد الجينات المثبتة ، أي أن $q = 0$ Or $q = 1.0$ فإذا كانت التكرار الجيني qo وعدد الأفراد(N) من جيل لأخر فأن إحتمال بقاء تكرار أي جين (qo) سيكون محدودا بتباين الجين نفسه في العشيرة وتباين هذا الجين يساوي

$$S^2q = \frac{q0p0}{2N} = q0p0 \frac{1}{2N}$$

والتغير في التكرار الجيني في حالة عشوائية التلقيح random mating سيكون أما سالبا أو موجبا ويكون تباين الجين q في عدد من الأجيال ولتكن (t) سيكون بهذه الصورة

$$S^2q = p0q0 \quad [1 - \frac{1}{2N}]^t$$

حيث أن t عدد أجيال التلقيح العشوائي وأن N عدد الأفراد في العشيرة

والتغير في تكرار التراكيب الوراثية في حالة العينات الصغيرة سيكون له اتجاه عام موجب أي زيادة عدد الأفراد المتماثلة علي أساس أن أعداد الأفراد الخليطة سوف تقل باستمرار:

Genotypes	Frequencies
AA	$p0 + q^2$
Aa	$2pq - 2q^2$
aa	$q0 + q^2$

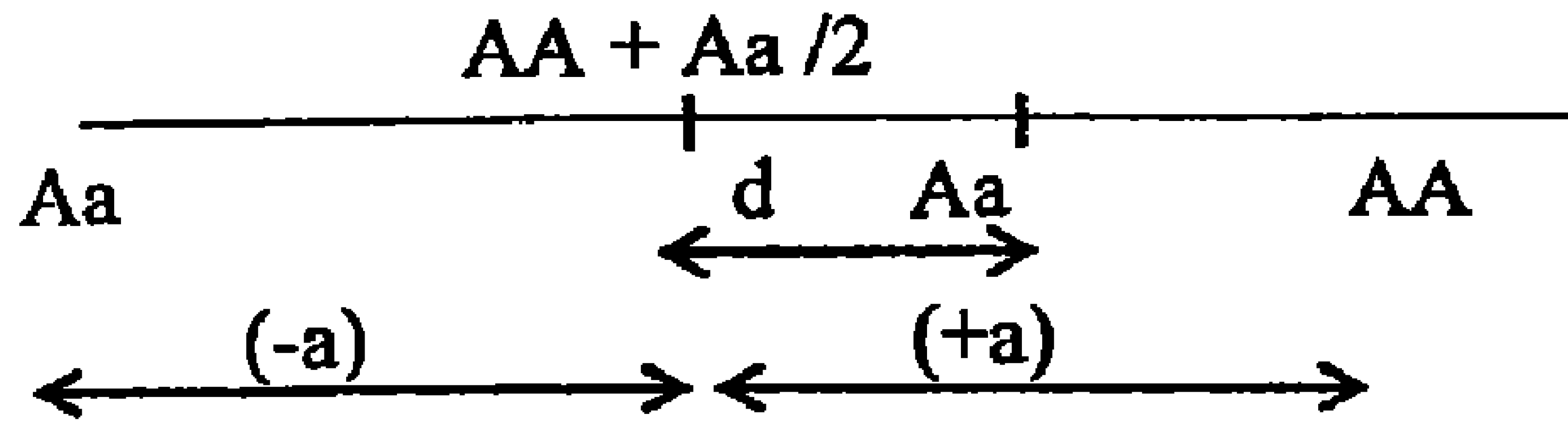
٤- متوسط العشيرة **Population Mean**

- لو أخذنا في الاعتبار زوج من الجينات (Aa) فأن الفرد سوف يحوز علي التكرارت الجينية التالية :

0.0 , 0.5 Or 1.0.

وتكرار نفس الجين في عشيرة عدد أفرادها (N) سوف تأخذ القيمة الإحتمالية 2N+1. وفي العشائر الكبيرة ، يكون توزيع أو تكرار (q) للعامل (a) يمكن أن يأخذ قيمة ما بين صفر وواحد صحيح وإذا

كان التكرار الجيني محددا بتوزيع أو تكرار التراكيب الوراثية، فأن هذا أيضا يمكن يتراوح ما بين صفر وواحد صحيح . علي أن التغيرات في التكرار الجيني للتراكيب الوراثية ما هي إلا أنعكاس لتغير متوسط العشيرة. وإذا كان الانتخاب يتم علي أساس الشكل الظاهري، فأن هذا وبلا شك سوف ينعكس أيضا علي تأثيرات الجين ، لذا يجدر بنا الإشارة أولا عن قيمة الجين value of gene وهذه تتوقف علي درجة السيادة ويكون ذلك بهذه الصورة



ففي حالة أنعدام السيارة d = o

وفي حالة السيادة التامة d = a

وفي حالة السيادة الفائقة d > a

في حالة السيادة الجزئية d < a

ويمكن التعبير عن درجة السيادة بصورة d / a

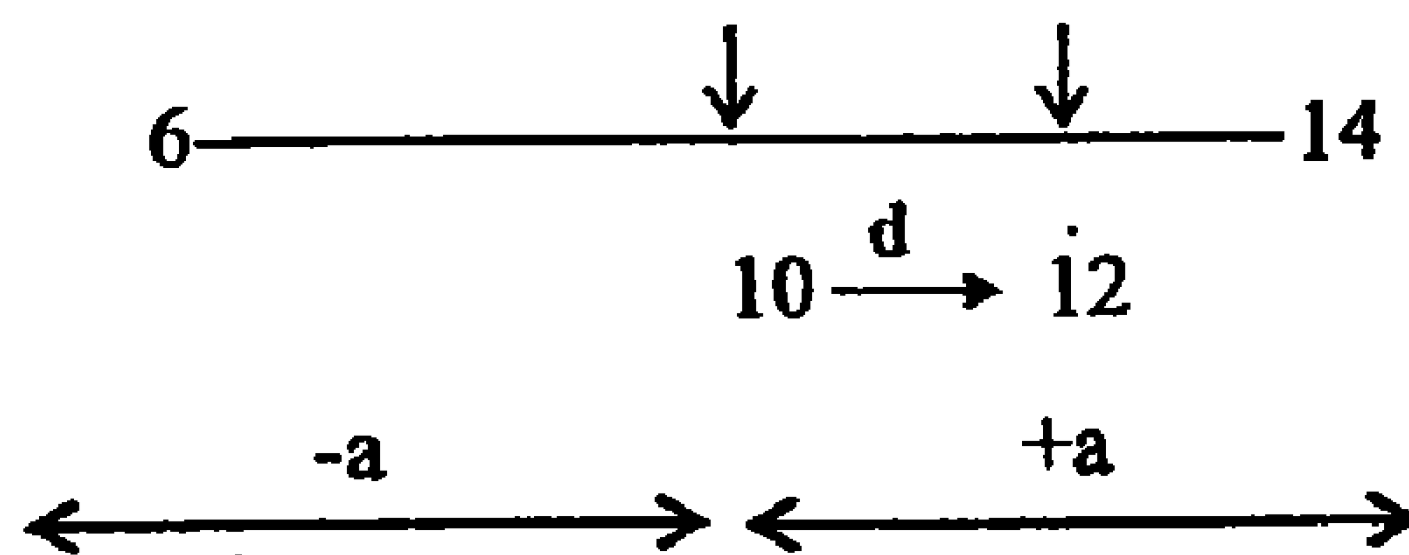
وسوف نسوق هنا مثال أوردة Falconer ص ١١٣ مع بعض التعديل لتوضيح ذلك

<u>مثال</u> : هجنت بعض النباتات من الذرة الشامية ذات البذور الملونة مع أخري ذات بذور ألوانها عادية وكان الوزن بالجرامات في الأجيال الأنعزالية كما يلي :

+ +	+pq	pg pg
14	12	6

وعليه فالنقطة الوسطية The mid point ستكون

14 + 6/2 = 10



a = 14 – 10 = 4 Or – 4

d = 12 – 10 = 2

فإذا كانت العشيرة تحت ظروف الأنتخاب لأنتخاب بعض الأفراد الملونة وإذا كان التكرار الجيني للجين الملون قد أختزل إلي ٠,١ فأن متوسط العشيرة سيصبح

$$M = a(p - q) + 2pqd$$
$$= 4(0.9 - 0.1) + 2(0.9)(0.1)2$$
$$= 3.56$$

والمتوسط الحقيقي سوف يصبح

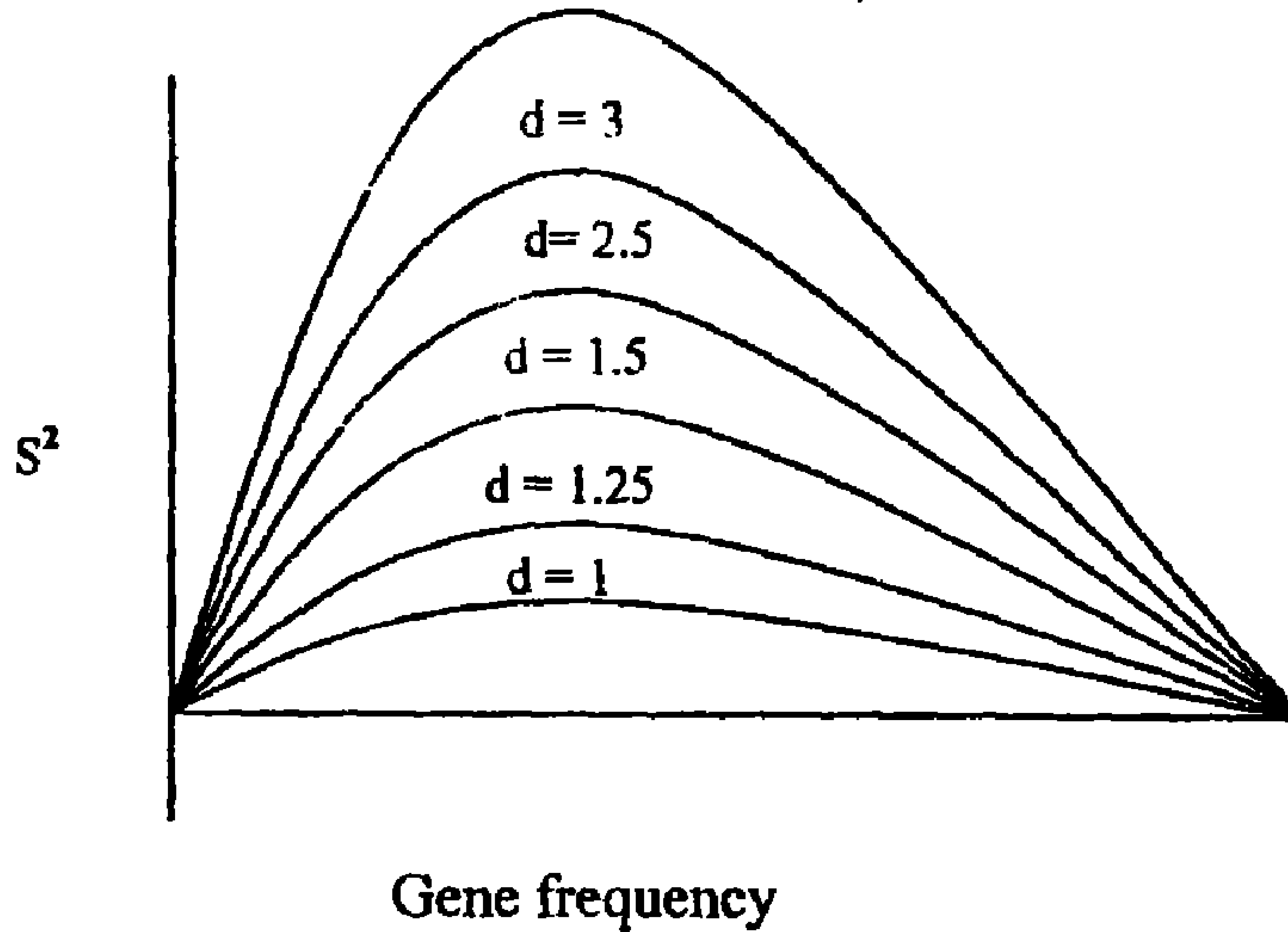
$$M = 10 + 3.56 = 13.56$$

And degree of dominance = $d / a = 2 / 4 = ½$

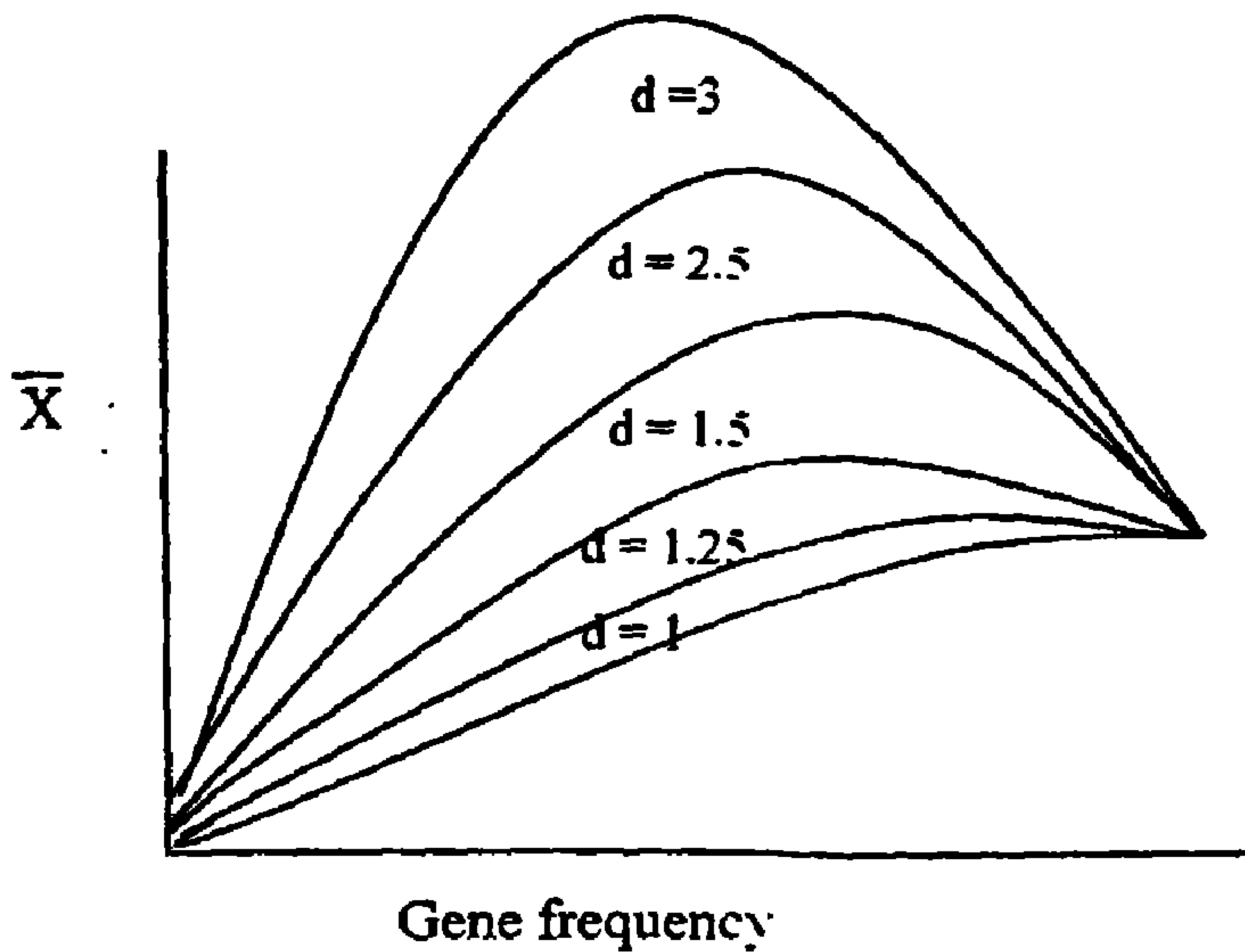
وحيث أنها أقل من (١) فهي حالة سيادة جزئية Partial dominance ومن هذه النسبة يمكن حساب درجات السيادة المختلفة كما سبق توضيحه.

وفي حالة السيادة التامة $d = a$.

وتوضح الرسوم البيانية التالية تغير التباين والمتوسط عند درجات السيادة المختلفة.



تغير التباين الكلي مع التكرار الجينى عند درجات السيادة المختلفة



تغير المتوسط مع التكرار الجينى عند درجات السيادة المختلفة

٥- التباين والتراكيب الوراثية والمظهرية Phenotypes Genotype and variances

يكون الانتخاب للأفراد علي أساس الشكل الظاهري، والتعبير الظاهري أو المظهري لأي صفة ولتكن مثلا أرتفاع النبات أو المحصول أو التبكيرفي النضج هو محصلة التركيب الوراثي للفرد مع تفاعل هذا التركيب الوراثي مع الظروف البيئية . وتختلف مقدار هذا التداخل علي حسب الصفة نفسها ويبلغ أقصاه في حالة المحصول في أغلب الأحوال ويمكن تبسيط ذلك علي النحو التالي

$$P = G + E$$

حيث أن P هي التركيب المظهري / للفرد

G هي التركيب الوراثي للفرد (تأثير التراكيب الوراثية)

E تأثير الظروف أو العوامل البيئية

وانحراف قيمة G عند قيمة P هو بالضبط مقدار تداخل البيئة مع هذا التركيب الوراثي والتركيب الوراثي يمكن التعبير عنه في هذه الصورة التالية :

$$G = g + d + I$$

حيث أن : g = التأثير الأضافي للجين

d = التأثيرعلي السيادي للجين (التداخل بين الليلات داخل الموقع الوراثي)

I = التأثير التفوقي للجين (التداخل ما بين الأليلات في المواقع الوراثية المختلفة)

وتباين التركيب المظهري أذن يمكن التعبير عنه بهذه الصورة

$$P^2 = g^2 + d^2 + I^2 + e^2$$

ويمكن أن نوضح التأثيرات السابقة بشيء من التفصيل بهذه الصورة.

1- Additive effects :

		AA	Aa	aa
Each dominant	BB	4	3	2
Gene contribute	Bb	3	2	1
With one unit	Bb	2	1	0

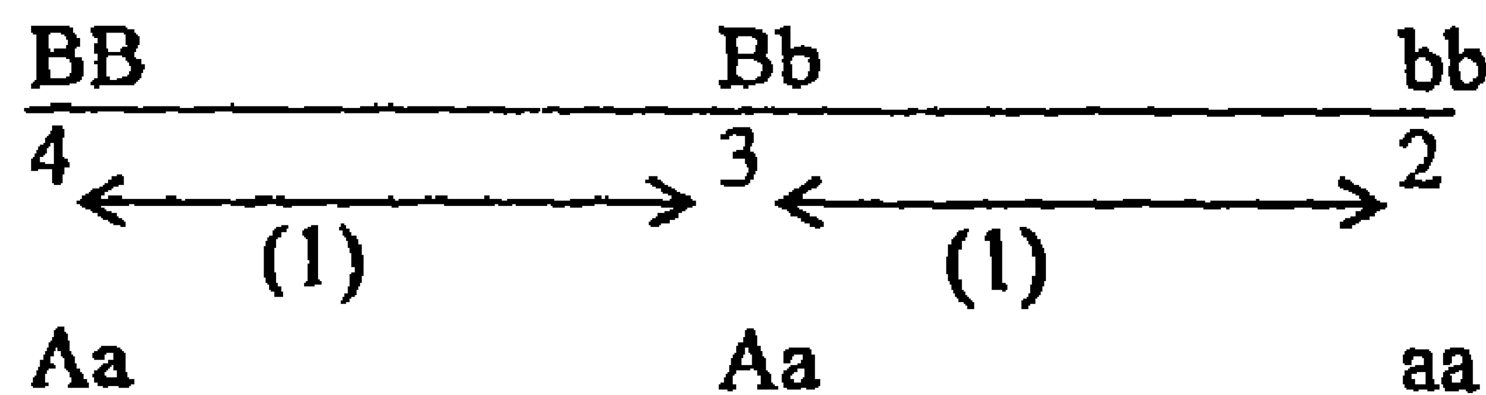
2- dominance effects :

		AA	Aa	aa
The heterozygote has the	BB	4	4	2
Same value as the	Bb	4	4	2
Homozygous and dominant	bb	2	2	0

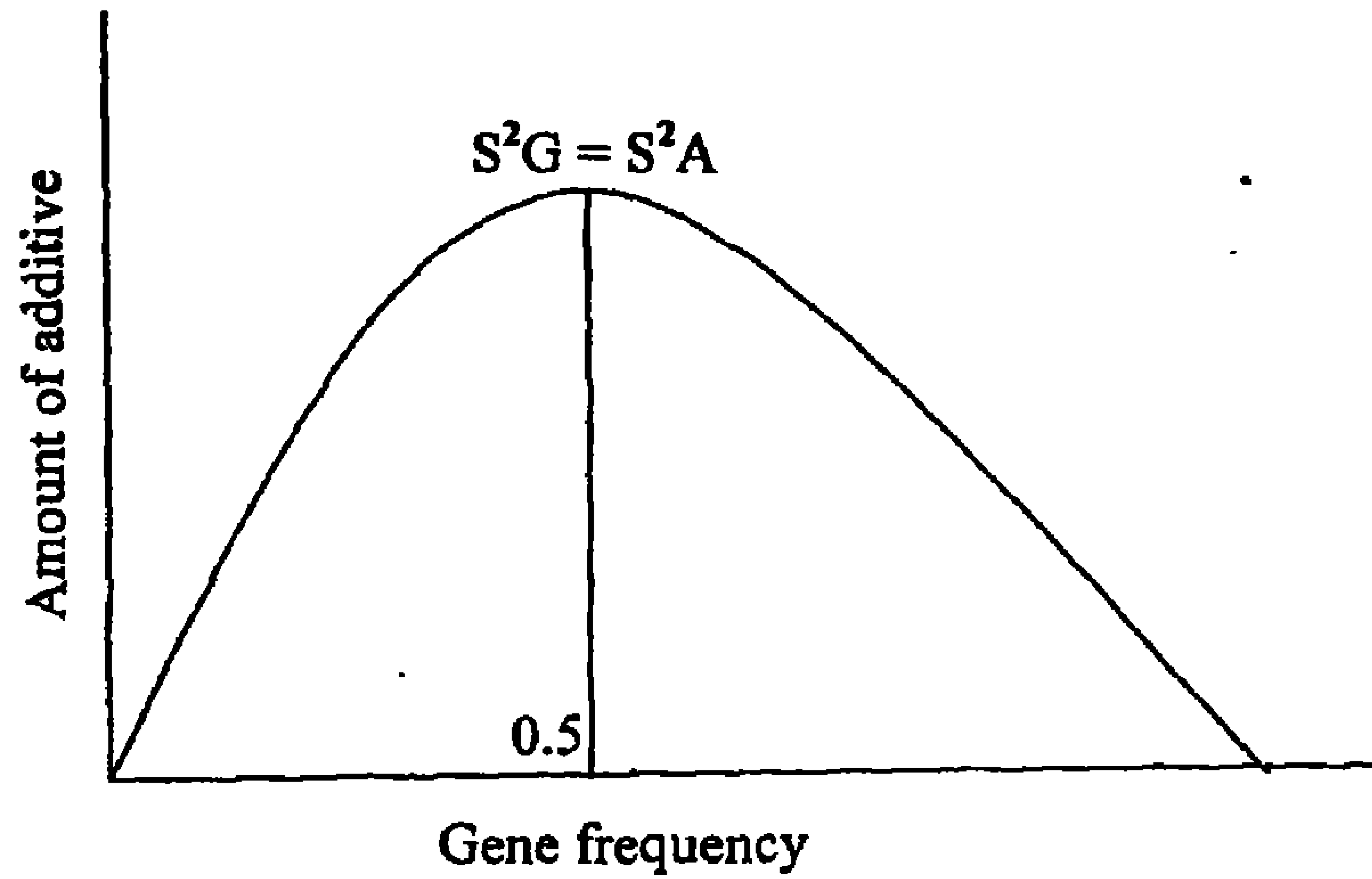
3- Dominance and Epitasis :

		AA	Aa	aa
Epitasis both loci interact	BB	4	4	0
and determine the behavior	Bb	4	4	0
of the individual	bb	0	2	0

ونلاحظ في الموديل الإضافي additive أن الفرق بين BB ، Bb = ١ والفرق ما بين Bb ، bb = ١، أي أن B يضيف إلي التركيب (١) ومعني ذلك أن تأثير الاحلال في حالة Bb يساوي تأثير الاحلال في حالة Bb يساوي تأثير الإحلال في حالة bb أي لا توجد سيادة no dominance ، ويكون نفس الاتجاه متواجدا للعامل AA ويمكن توضيح هذا كما يلي :



أما بالنسبة للتباين الوراثي فأن $S^2G = S^2A + 0$ ويكون أعلا تباين عندما تكون $q = 0.5$ ويقل عند الطرفين بزيادة أو نقصان قيمة q كما هو واضح من الرسم المقابل.



ويتوقف مقدار التباين الوراثي المضيف علي (d) و (a) وتكراري q, p علي النحو التالي :

$$S^2A = pq[a + d\,(q-p)]^2$$

حيث أن :-

Deviation fron mean parent = d

Additive effects = a

Gene frequency = p , q

أما موديل السيادة dominance فيعني أن التأثير السيادي لأي عامل وراثي ينتج عندما تحل (A) مكان (a) في نبات تركيبه (aa) ولا يكون لها تأثير يساوي ذلك التأثير عندما يعوض عن (A) بدلا من (a) في نبات تركيبه (Aa) وبعبارة أخري فأن

$$AA - Aa = A\,(A - a)$$

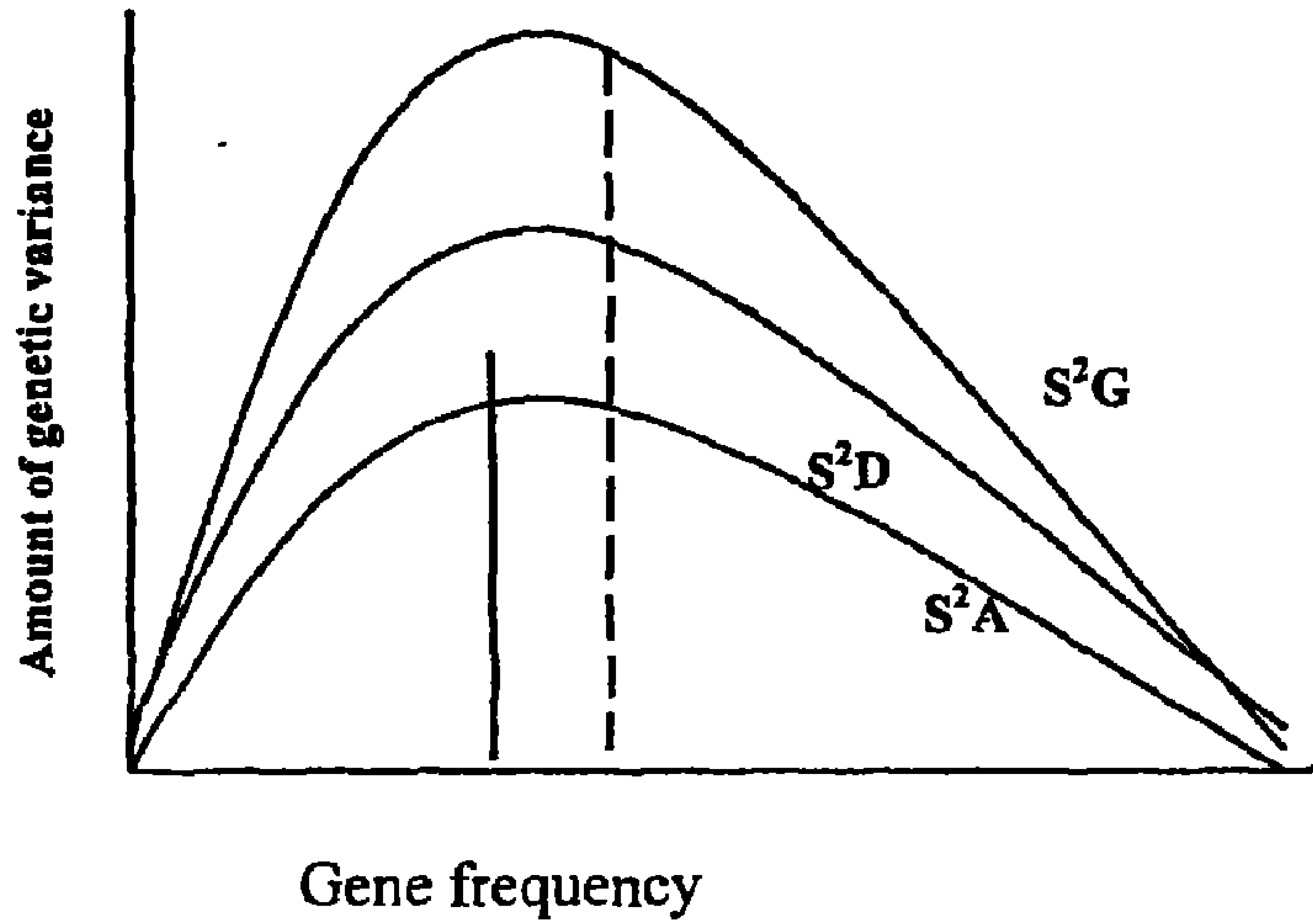
ولكن ذلك لا يتساوي مع

$$Aa - aa = A\,(A-a)$$

والتأثير السيادي لايورث ويرجع ذلك إلي أنه وأثناء الأنقسام الأختزالي وتكوين الجاميطات فأن اليل واحد فقط يذهب إلي الجاميطة وبالتالي فلن يكون هناك تداخل حتي يظهر التأثير السائد لهذا العامل إذ أن ذلك يتوقف علي الأليل الآخر الذي يأتي إليه من الأب الآخر ولكنه يورث في حالة Polyploidy او التضاعف فقط . وعموما ، يمكن وصف التباين هنا بهذه المعادلة

$$S^2G = S^2A + S^2D$$

مع ملاحظة بأنه بالرغم من أن الحالة هي حالة سيادة إلا أنه يوجد أيضا تأثير إضافي كما يتضح الرسم التالي :



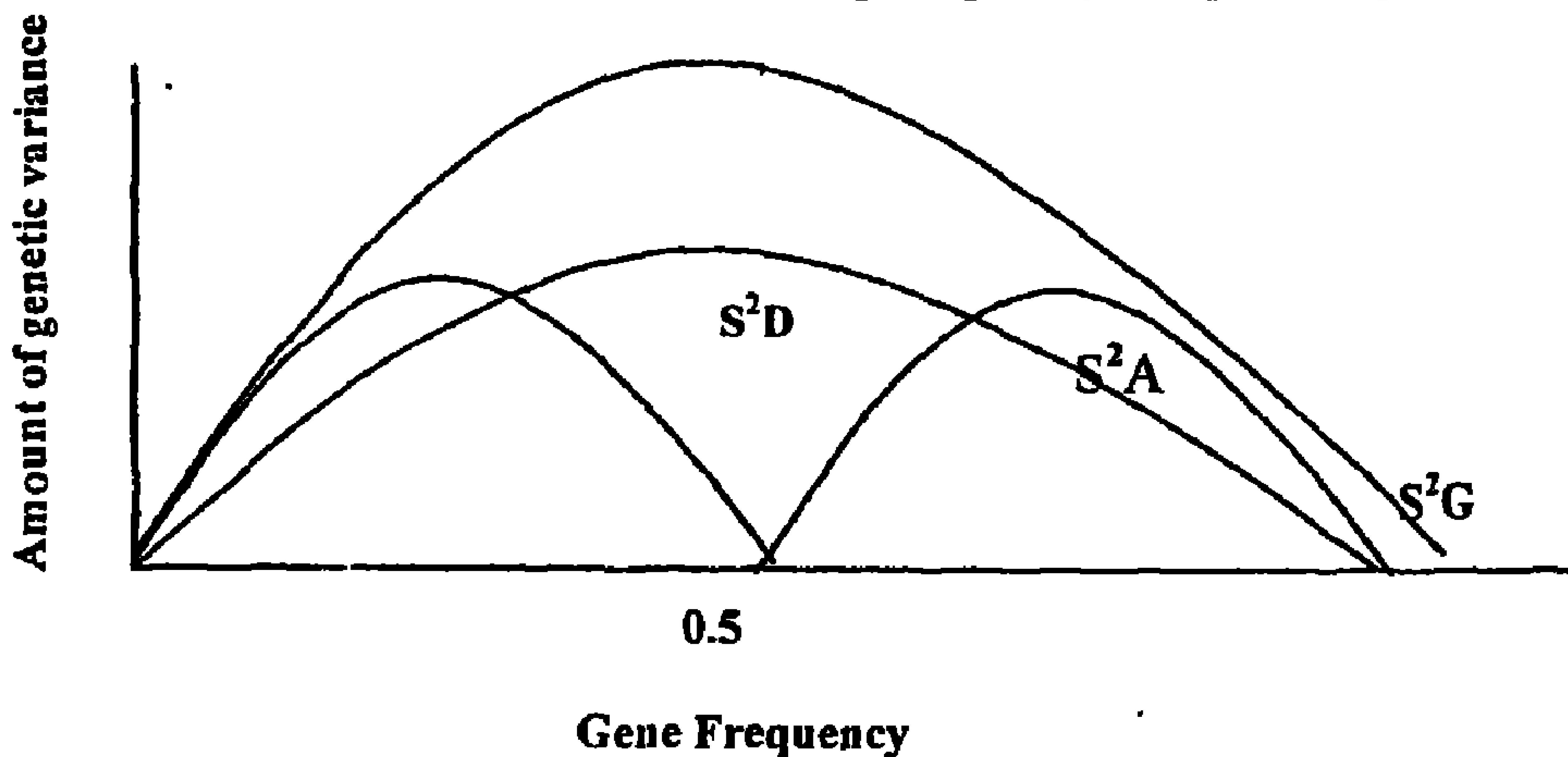
ويمكن التعبير عن التباين السيادي أيضا من خلال المعادلة التالية :

$$S^2D = 4p^2qd^2 = (2pqd)^2$$

وإذا تطرقنا إلي السيادة الفائقة over dominance فنجد أن تأثير (A) لا يتوقف علي نفسه بل يتوقف علي التراكيب الموجودة ، حيث نجد أن AABB سيادة نحو AA ، AABB سيادة فائقة ، AAbb سيادة تامة في أتجاه(aa) وتصبح المعادلة هنا في الصورة التالية

$$S^2G = S^2A + S^2D + S^2I$$

ويمكن توضيح ذلك علي الرسم البياني التالي :



أما بخصوص Complementary model أو الموديلات التفوقية ، يمكن القول بأن التأثير التفوقي يظهر عندما تحل (A) محل أو مكأن (a) في تركيب وراثي aabb ولا تكون لها تأثير يساوي التأثير عندما تحل (A) محل أو مكان (a) في تركيب وراثي aa Bb أو تركيبة aaBB . والتأثير الناتج من العوامل المتفوقة قد لايورث وذلك نتيجة لوجود جاميطات بها تركيبات عشوائية للعوامل الوراثية. عموما ، نستطيع أن نقول بأن التأثير الأضافي لأي عامل وراثي هو عبارة عن متوسط تأثيره مقاسا في توليفات وبيئات مختلفة والاختلافات الناشئة عن توليف عدة عوامل وراثية لها تأثير إضافي يسمي بالاختلافات الوراثية Variance components ، كذلك نقول أن الاختلافات أو التباين الوراثي الأضافي درجة توارثها ١٠٠% . أما تباين العوامل السيادية فدرجة توراثها تساوي صفر % أما الأختلافات او التباينات المتفوقة فدرجة توريثها تقع ما بين صفر إلي ١٠٠% .

ويمكن التعبير عن التباين الأضافي و السيادي في صورة أخري ، ففي حالة زوج واحد من الأليلات يكون لدينا التراكيب الوراثية AA , Aa , aa وإن هذه التراكيب لها درجتين من درجات الحرية وهذه يمكن تقسيمها إلي درجة تختص بالعلاقة الخطية بين قيمة الفرد وتركيبه الوراثي والدرجة الأخري للأختلافات الباقية . وعلي ذلك يمكن تقسيم التباين إلي قسمين أو جزئين – جزء راجع للأرتداد due to regression وجزء راجع إلي الأنحرافات عن خط الارتداد deviation from regression . والجزء الراجع للأرتداد هو الجزء من التباين الكلي الذي يمكن أرجاعه إلي الاعتماد علي التركيب الوراثي ويسمي التباين الأضافي وهذا يكون له درجة حرية واحدة .التباين المتبقي deviation from reg. ويسمي التباين السيادي. ولتوضيح العملية بصورة أكثر تفصيلا فيمكن أن تعطي القيمة (aa) صفر أي أنها خالية من (A) ، كذلك (Aa) القيمة واحد لأنها تحتوي علي (A) واحدة ، وكذلك AA القيمة (٢) لأنها تحتوي علي (2A) ويمكن عمل الجدول التالي (١-٢) لإيجاد مدي اعتماد أو ارتداد قيمة الفرد (y) علي قيمة التركيب الوراثي للفرد (x) حيث أن (k) تمثل درجة السيادة ودرجة الصلاحية degree of fitness.

جدول ١-٢ مكونات التباين الوراثي في حالة زوج واحد من العوامل الوراثية :

S . o . v	D .f	s.s
Total	2	$2q(1-q)\,[2q^2 (1-k)^2 + 2q (1-k)^2 + k^2]$
Due to reg. (additive)	1	$[2q-k(2q-1)]^2\,[2q (1-q)] = s^2A$
Deviation from reg. (Dominance)	1	$4q^2 (1-q)^2 (1-k)^2 = s^2D$

$Total = 4q (1-q)^2 (2-q)$

$Additive = 8q (1-q)^3$

$Dominance = 4q^2 (1-q)^2$

ولا يختلف الأمر كثيرا عند زيادة عدد الجينات عن حالة الجين الواحد في حالة الأضافة والسيادة ولكن الأمر يختلف في حالة تواجد التفوق واخصائيا يسمي التأثير الأضافي linear والسيادة quadratic والتداخل Linear X Linear ، quad x quad , Linear x quad وهذا يتمشي مع التجارب العاملية في حالة المقارنات المستقلة Orthogonal comparison(راجع طرق تصميم وتحليل التجارب الزراعية– عبد الحميد نوار – ٢٠١٠)

١-٥ - التشابه بين الأقارب Resemblances among relative

من المعروف أنه يمكن دراسة العلاقة ما بين الأقارب في صورة معامل ارتباط أو في صورة تغاير Covariance (ترجمة هذا المصطلح للروبى ١٩٧١ ، تصميم وتحلبل التجارب) . وقد أوضح ذلك Fisher ١٩١٨ ومن خلال هذا تمكن من حساب مكونات التباين الوراثي . ففي عام ١٩٣٥ تمكن رايت Wright من استخدام معاملات المرور Path coefficients لحساب العلاقة ما بين الأقارب . في عام ١٩٤٥ درس Kempthone and Cockerhan وآخرين العلاقة ما بين الأقارب في صورة تغاير وذلك لإيجاد صورة كاملة لمكونات التباين الوراثي. وسوف نستعرض في خلال الصفحات التالية بعض النقاط الهامة لهذا الموضوع.

أ- معامل الأبوة لمالكوت Malacot coefficient de parent

وهذا المعامل اقترحه ملكوت عام ١٩٤٨ لوصف التلازم الموجود ما بين درجات القرابة وبعضها لبعض . وأوضح إلي أنه إذا تواجدت أي فروق بين فردين مأخوذة عشوائيا من نفس المجموع تساوي

صفر وهذا يعني أنه لو لم توجد قرابة فأن قيمة (r) تساوي صفر وإذا كانت هناك درجة من القرابة فأن قيمة (r) ستكون أكبر من الصفر كما يتضح من الجدول التالي (جدول ١-٣) حيث يتضح من خلاله معاملات مالكلوت لبعض نظم التزاوج المختلفة . ويمكن القول أن معامل ماكلوت هو نصف البسط في معادلة رايت Wright لحساب معامل القرابة وهذا ما سنوضحه فيما بعد.

جدول ١-٣ : معاملات الأبوة لمالكلوت لبعض حالات التزاوج .

Relatives	Coefficient de parent (r)
No relation	0
Parent offspring	1/4
Half – sib	1/4
Full – sib	1/4

ب- معامل التربية الداخلية Coefficient of inbreeding

يرمز لهذا العامل بـ (F) وهو عبارة عن أحتمال العاملين الوراثيين two genes الموجودة في فرد تكون متماثلة عن طريق النسخ . وأهمية هذا المعامل ترجع لحساب homozygous وكذلك heterozygosity. وفي حالة التلقيح العشوائي Random mating فأن قيمة هذا المعامل تساوي صفر ،أما في حالة التلقيح الذاتي selfing والأخوة الأشقة full sib فيأخذ قيم معينة علي حسب الحالات التالية:

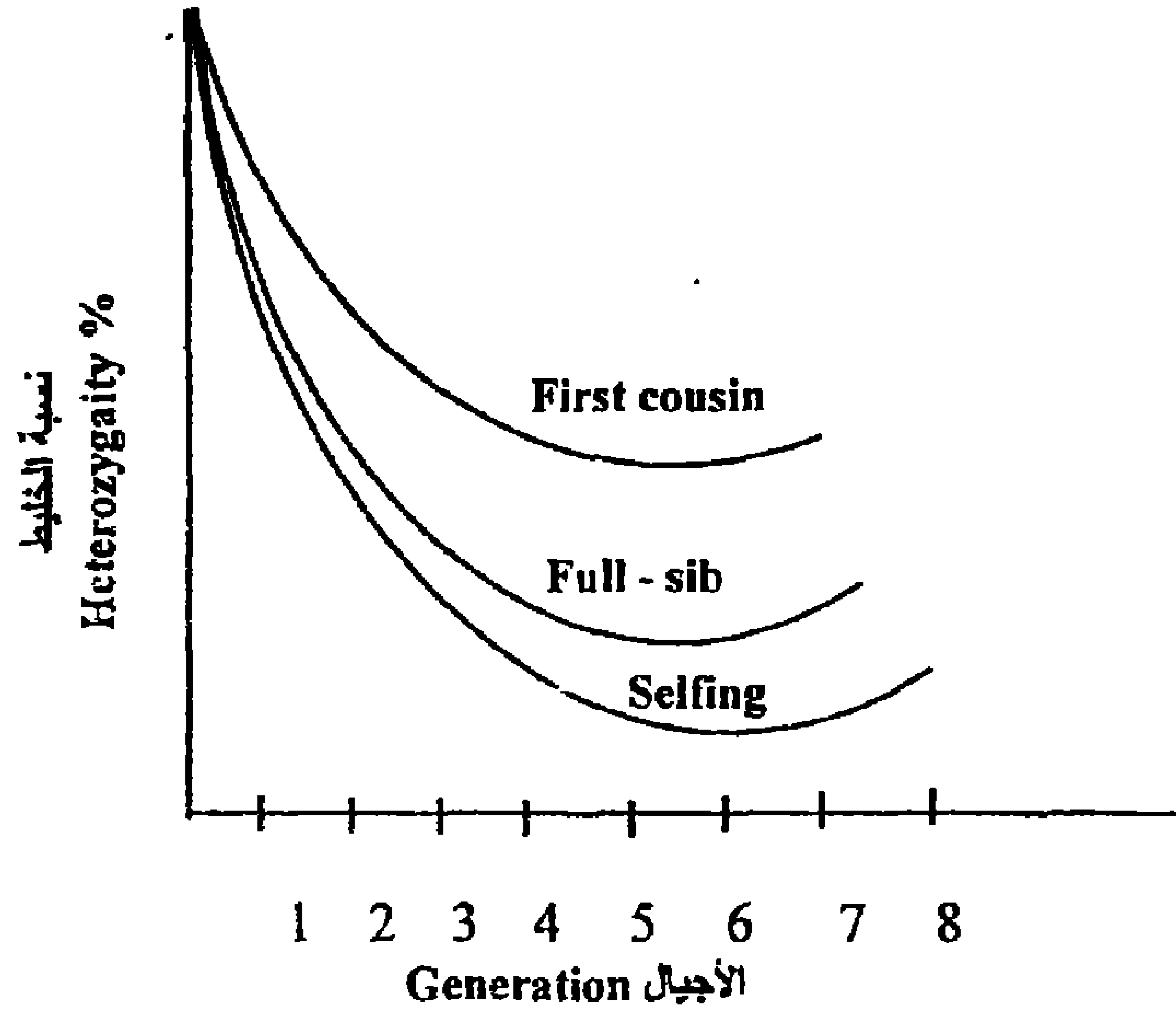
١- في حالة Selfing $F1 = 1-(1/2)^n$

حيث n هي عدد أجيال التلقيح الذاتي

٢- في حالة Full sib $Fn = 1/4[1-2fn-1+fn-2]$

ونتوقع أن يكون معدل الوصول إلي حالة الأصالة في الحالة لأخيرة أقل عن الحالة الأولي. وكما أوضحنا أن هذا المعامل يمكن الاستفادة به في حالة إيجاد heterozygosis للحكم علي أصالة العشيرة وذلك عن طريق 1-F/2

ويوضح الرسم التالي سرعة الوصول إلي حالة الأصالة مع الأجيال المختلفة. وعموما وكما هو معروف فأن نسبة heterozygote في حالة selfing وبعد جيل واحد فقط تساوي نصف. ويوضح الجدول التالي (١-٤) معامل التربية الداخلية لبعض نظم التزاوج المختلفة



جدول (١-٤) معاملات التربية الداخلية في بعض حالات التزاوج

Relatives	Coefficient of inbreeding (F)
انعدام القرابة	0
أخ × أخت أو أب × ابنته	1/4
خال × بنت الأخت أو عم × بنت الأخ	1/8
أخوة غير أشقة H.s	1/8
أبناء عم	1/16
أبناء عم غير أشقة	1/64

(عن عبد العظيم طنطاوي – تطبيقات الإحصاء البيولوجي – ووراثة العشاير ١٩٦٨) ،

Hallauer & Miranda 1988 and Javier Batran 1998

وعموما يمكن القول بأن العلاقة ما بين أبوين (أي فردين) هى $\frac{1}{2} = \frac{1}{4} + \frac{1}{4}$

وأيضا معامل التربية الداخلية للفرد $= \frac{1}{2} = \frac{1}{4} + \frac{1}{4}$ ومعامل التربية الداخلية للفرد يقدر بنصف معامل القرابة بين أبوين . ويخص معامل التربية الداخلية للفرد ويخص معامل القرابة العلاقة ما بين الفردين معا و هذا ما سوف نوضحه فيما بعد.

جـ- معامل القرابة : Relative coefficient

أقترح هذا المعامل Wright عام ١٩٢١ للتعبير عن العلاقة ما بين فردين وليكونا X وY ويحملان نفس العوامل الوراثية ، فمعامل القرابة بين أبوين تساوي

$$R\,x\,y = (1/2)^n$$

وحيث أن عدد الأسهم الموصلة من X إلي y عددها ١ فبالتالي ستكون معامل القرابة

$$R\,x\,y = (1/2)^1 = 1/2$$

ويساوي هذا المعامل صفر عندما تنعدم القرابة ما بين الأباء المشتركة . وإذا أخذنا معامل التربية الداخلية لكل أب في الاعتبار بالنسبة للأباء والمشتركة فأن معادلة معامل القرابة ستكون :

$$R\,x\,y = \frac{\Sigma\ (1/2)^n\ (1+F_{cp})}{\sqrt{1+fx}\ \ \sqrt{1+fx}}$$

حيث أن F_{cp} = معامل التربية الداخلية للأب المشترك

Fx = معامل التربية الداخلية للفرد x

Fy = معامل التربية الداخلية للفرد y

عموما ، يوضح الجدول التالي علاقات القرابة لبعض نظم التزاوج في صورة تغاير وقيم مكونات التباين الوراثى (جدول ١-٥).

جدول ١-٥ صور التغايرات المختلفة لبعض نظم التزاوج

Relative	6^2A	6^2D	6^2AA	6^2AD	6^2DD	6^2AAA
P.O	1/2	0	$(1/2)^2$	0	0	$(1/2)^3$
Inbreeding	(1+F)/2	0	$(1+F)^2/2$	0	0	$((1+F)/2)^3$
Full- sib	1/2	1/4	$(1/2)^2$	1/2x1/4	$(1/4)^2$	$(1-2)^3$
	(1+F)/2	(1+F)/4	$(1+F)^2/2$	$\frac{1+F}{2}$ x $\frac{1+F}{4}$	$(1+F)^2/4$	$((1+F)/2)^3$
Half – sib	1/4	0	$(1/4)^2$	0	0	$(1/4)^3$
	1+F/4	0	$(1+F)^2/4$	0	0	$(1+F/4)^3$

الفصل الثاني
طرق تقدير مكونات التباين الوراثي
Methods of estimation the genetic variance components

٢ ـ ١ـ مقدمة

سوف نتناول فى هذا الفصل تصميمات التزاوج عند انعدام العلاقة ما بين الأمهات

Mating designs with unrelated mates

هذا النوع من نظم التزاوج لا يكون فيه علاقة نسب بين الأمهات ، ويندرج تحت هذه النظم التزاوجية عدد كبير من نظم التزاوج المختلفة :- التصميمات أحادية العوامل ، تصميمات ثنائية العوامل ومنها نظم الهجن التبادلية ونظم التزاوج العاملية والمتشعبة وبعض نظم التزاوج غير الكاملة بأنماطها المختلفة ، التصميمات ثلاثية العوامل ومنها نظم التزاوج العاملية والمتشعبة والمختلطة ونظم الهجن التبادلية الثلاثية المختلفة ونظم التزاوج غير الكاملة ، وتصميمات رباعية العوامل منها نظم التزاوج للهجن التبادلية الرباعية العوامل ، واخيرا نظم تزاوج التهجين الرجعى المختلفة.

وسوف نناقش هذه التصميمات كما يلي وفى بعض الفصول اللاحقة :

أولا : التصميمات ثنائية العوامل : Two factor mating designs

في هذه التصميمات يكون كلا الأبوين مشتركين معا في مصدر الاختلافات أو التباين في النسل الناتج. وتعتمد الطرق التي تندرج تحت هذا القسم علي ايجاد علاقات التغاير ما بين الأقارب حسب كل طريقة. ومن التصميمات ثنائية العوامل الشائعة، طريق الهجن التبادلية Diallel crosses، والتصميم العاملي أو ما يطلق عليه بتصميم الثاني NCDII ، والتصميمات المتشبعة أو ما يطلق عليه بالتصميم الأول NCDI والتصميم الناقص (AB),(AA) والأتي توضيح لهذه الطرق والتصميمات ، وسنعود لبعض منها فى الفصول التالية.

أ- تصميم الهجن التبادلية : Diallel mating design (AA)

في هذا التصميم يجري كل التهجينات الممكنة بين الأباء المشتركة والتي ليس بينهما أي علاقة قرابة ، ويمكن أن يجري التهجين العكسى في نفس الوقت Reciprocals ، فإذا افترضنا أن Xij هي قيمة الفرد الناتج من تهجين أبوين هما i , j وان Xji وهي قيمة نفس الفرد في صورته العكسية، فإن العلاقة ما بين هذين الأبوين يمكن توضيحها كما يلي في جدول (٢-١)

جدول (٢-١) العلاقة ما بين الأقارب في صورة تبادلية مع الأخذ في الاعتبار الحالة العكسية ومع انعدام حالة التلقيح الذاتي Selfing

شكل التقديرات	التفسيرات	الحالة
C.f	Full – sib	أخوة أشقة $i = i' \ , j' = j'$
Crf	Reciprocal full – sib	أخوة أشقة عكسية $i = j' , j' = i'$
Cms	Maternal half – sib	أخوة غير اشقة أموية $i \neq i' , j' \neq j'$
Cps	Paternal half – sib	أخوة غير اشقة أبوية $i \neq i' , j' \neq j'$
Crs	Reciprocal half – sib	أخوة غير أشقة عكسية $i = j' , j' = j'$ $i \neq j' , j' = i'$

وقيم مكونات تحليل التباين يمكن توضيحها في الجدول التالي (٢-٢) حيث أن yijk هي متوسط قيم القطعة التجريبية plot للهجين Xij في المكررة k (حيث أن k،j، i = ١ ، ٢ ، ٣ ، .... حتي k , p = ١ ، ٢ ، ٣ .... وحتي k) ، وان :

1- $\sum_{ij} \gamma ij^2 / k = S_1$

2- $\sum_{i} (\gamma i..-y.i.)^2/2k\,(p-1) = S_2$

3- $\sum(\gamma\ ij. + \gamma\ ij\ )^2\ 2k = S_3$

4- $\sum_{i} (yi.. + y.i.\ )^2/2k(p-1\ ) = S_4$

5 - $Y\ ...^2/\ kp(p-1) = S_5$

جدول (٢-٢) مجموع مربعات الانحرافات وتحليل التباين وقيم متوسط مجموع مربعات الانحرافات المتوقعة في حالة تصميم الهجن التبادلية في حالة تواجد الهجن العكسية و انعدام التلقيحـــات الذاتيـــة

Source	d.f	S.S	E.M.S
		1. Primary analysis	
Replication	K-1		
General	P-1	$(S4 = \frac{p-1}{p-2}$ (S4-2S5)	$S^2+kS^2r+2kS^2S+K(P-2)2Sm\cdot+ 2K(p-2)S^2g$
Specific	p(P-3)/2	(S3 = S3-S4-S5)	$S^2+kS^2r+2kS^2S$
Maternal	(p-1)	$(S2 = \frac{p-1}{p}\ S_2)$	$S^2+KS^2r + kpS^2m$
Reciprocal	(P-1)(P-2)/2	(S1 = S1 – So)	$S^2 + KS^2r$
Error	(K-1)(P2-p-1)	So	S2

S^2 = error variance

S^2m = Cov. Parental half – sibs + Cov. Maternal half sibs/2 – Cov reciprocal half – sibs '

S^2r= Cov full sils – Cov reciprocal full sils – (Cov parental half sils + Cov maternal half - sibs + Cov reciprocal half – sibs)

S^2s = Cov reciprocal full sib -2 Cov reciprocal half sibs

2- Alternative analysis

Replication	**K-1**		
General	**P-1**	**S_4**	**$S^2+skS^2S + 2k(p-2)S^2g$**
Specific	**P(P-3)/2**	**S_3**	**$S^2+2kS^2S^-$**
Reciprocal	**P(P-1)/2**	**S_2+S_1**	**$S^2+kS^2r^-$**
Error	**(K-1)(P²-P-1)**	**So**	**S^2**

$S^2r^- = S^2r + 2S^2m$= Cov.full-sibs – Cov reciprocal f.s

$S^2S^- = (S^2r+2S^2S)/2$ =Cov full sibs – Cov parental h.s–Cov Material h.s Cov reciprocal f.s -2Cov Reciprocal h.s)/2

$S^2g^- = S^2g + S^2m/2$ = Cov. Parental half sils + Cov material h.s + 2cov reciprocal h.s/4

ونلاحظ في الجدول السابق أنه قد اشتمل علي جزئين ، الجزء الأول أشتمل علي مجموع مربعات الانحرافات الخاصة بالتأثير الأموي والعكسي وهذا يطابق ما جاء عند Yates عام ، أما الجزء الثانى فقد اشتمل علي مجموع مربعات الانحرافات الخاصة بالتأثير للقدرة العامة والخاصة علي الائتلاف وهذا ما جاء عند Griffing عام ١٩٥٦ وكذلك Kempthorne عام ١٩٥٢ ، Matzinger عام ١٩٥٦ . وكما هو واضح فأن التحليل الأول يعطي معلومات أكثر شمولية. وسوف نوضح هذة التصميمات التبادلية بالتفصيل فيما بعد لما لهذا الموضوع من أهمية في خاصة تربية النبات.

ب- التصميمات العاملية : Factorial mating design (AB)

يطلق علي هذا التصميم بالتصميم الثاني (Desing II) وقد اقترحه كل من Comstock و Robinson عام ١٩٤٨ ، ١٩٥٢ . وفي هذا التصميم تقسم النباتات إلي مجموعات أبوية وهذه تلقح المجموعات الأخري الأمية مع ملاحظة أن النبات الذي يستعمل كأم لا يستعمل كأب ويمكن استخدام هذا التصميم في القطن multiflower plant أو في حالة Random inbred lines الناتجة من أي صنف مفتوح التلقيح open – pollinated ابتداء من (S1) ولا يمكن عمله في حالة (S0) . ويمكن تكرار مجموعات التلقيحات السابقة نحو ١٠، ٢٠ مرة ويتوقف ذلك علي كمية المادة الأصلية المتاحة (البذور) ويوضح الجدول التالي مكونات تحليل التباين لهذا التصميم (جدول ٢ – ٣) .

جدول ٢ -٣ متوسط مجموع مربعات الانحرافات المتوقعة فى التصميم الثانى AB

Source	d.f	E.M.S
Replications	K-1	
Parental parents (p)	P-1	$S^2+ks^2Mp+KmS^2p$
Maternal parents(M)	m-1	$S^2+KS^2MP+KpS^2M$
MxP	(p-1)(m-1)	S^2+KS^2MP
Error	(k-1)(mp-1)	S^2

S^2MP=Cov. F.S – Cov Parental H.s – Cov . Maternal H.s

S^2M = maternal H.s , S^2P = Cov . Parental H.s

وسوف نعود مرة أخري لمزيد من التفاصيل عن هذا التصميم نظرا لأهميته في تربية المحاصيل ويمكن الرجوع كذلك إلي Cockerhan عام ١٩٥٦ لمزيد من التفاصيل . وواضح من هذا التصميم أنه يقدر ثلاثة من التغايرات وثلاثة من مكونات التباين ، كذلك فأنه يمكن الربط ما بين هذا التصميم والتصميم السابق حيث أن :

$$S^2MP = S^2r + S^2s$$

$$(S^2MP + S^2P)/2 = S^2m + S^2g$$

وكل القيم S^2m, S^2s, S^2r , S^2m خاصة بتصميم الهجن التبادلية . والطريقة التحليلية لهذا التصميم سوف تناقش مرة أخري عند تناول موضوع line x test analysis

جـ. التصميمات المتشعبة **Nested matings design A/B**

ويطلق علي هذا التصميم الأول (Design I) وقد اقترحه كل من Robinson , Comstock عام ١٩٤٨ ، ١٩٥٢ وفي هذا التصميم يختار مثلا ٦٤ نبات ذكر وكل ذكر يلقح أربعة من الأناث عشوائيا لتكوين ٢٥٦ عائلة شقيقة Full – sib families وكل عائلة مشتركة في أم وأب واحد تعتبر تلك عائلات شقيقة في حين متوسط العائلات الأربعة والمشتركة في اب واحد تعتبر أخوة غير أشقة half sib families ويوضح الجدول التالي (جدول ٢-٤) تحليل التباين لهذا التصميم لتجربتين – الأولي ، الأباء الأمية maternal parent تتشعب nested في الأباء الابوية وفي الثانية الأباء الأبوية تتشعب في الأباء الأموية. ولمزيد من التفاصيل التحليلية يمكن الرجوع إلي Cockerham عام ١٩٥٦.

جدول ٢ – ٤. متوسط مجموع مربعات الانحرافات الخاصة بتصميم B/A or A/B

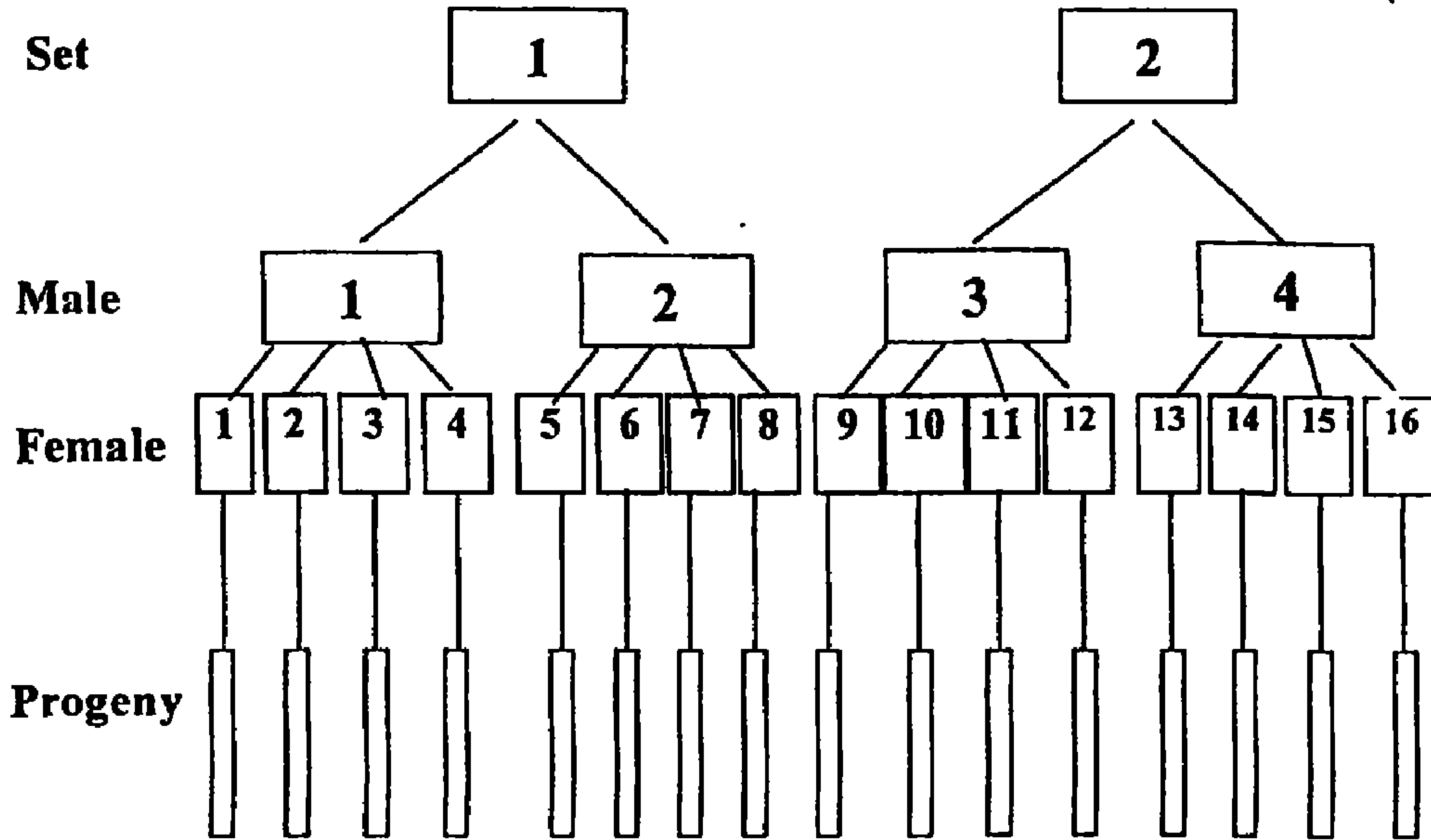
Source	d.f	E.M.S
Replications	K-1	
Parental parents (p)	Exp-1	$S^2+ks^2M/p+KmS^2p$
Materua Within parental		S^2+KS^2M/P
	Exp-2	
Maternal		$S^2+KS^2p+kpS^2m$
Parental within maternal		$S^2 + KS^2P/m$
Error		S^2

$S^2 p$ = Cov parental h.s , S^2M = cov maternal h.s

S^2M/P = cov parental h.s , S^2P/M = Cov F.s – cov maternal h.s

مثال عددي تحليلي للتصميم الأول : Design I

كما أوضحنا سبقا فقد أقترح هذا التصميم كل من Comstock, Robimson عامي ١٩٤٨ ، ١٩٥٢ والأساس النظري لاستخدام هذا التصميم هو إيجاد الجيل الثاني F2 أو أي جيل آخر متقدم عن ذلك ، تكون ناتجة من التلقيح العشوائي Random mating لأبوين في حالة سلالة نقية pure lines. ولإجراء ذلك النباتات الذكرية تختار عشوائيا وهذه تلقح لأربعة أناث وهذا يعني إنتاج أربعة عائلات الشقيقة حسب الامكانيات المتاحة . ويلاحظ أنه لا يحب استخدام الإناث مرة أخري في اي تهجينات . ويمكن تقسيم التهجينات بعد ذلك علي أن تكون علي هيئة مجموعات كل مجموعة تضم ١٦ أنثي (ناتجة من أربعة ذكور) وهذا الوضع التشعبي يتبع نظام التقسيم الهرقلي System of herichical classification كما يتضح من الشكل التالي (شكل ٢-١)



حيث أن m هي عدد الذكور ، F هي عدد الأناث فأن n ستكون أعداد النسل الناتجة ويصبح جدول تحليل التباين كما يلي حسب النظام الهرقلي (جدول ٢-٥)

جدول ٢-٥ ANOVA in herechical Design

Source of variation	d . f	E.M.S
Males	m-1	$S^2e+rmS^2F/M+S^2rf\,S^2m$
Female in males	m (f-1)	$S^2e + rm\,S^2F/M$
Progenies in females in males	mf (n-1)	S^2e
Total	mfn-1	

والمعادلة العامة لهذا التصميم هي :

$$Y_{ijklt} = m + a_i + b_{ij} + r_{ik} + s_{ikl} + (bs)_{ijkl} + e_{ijkl}$$

(With : i = 1,2 , ... S, j = 1,2 ..... , r k = 1,2 ..... , mj
l = 1,2, ... f, t = 1,2 , ... n

وحيث أن m = المتوسط العام

ai = تأثير المجموعة ith

bij = تأثير المكررة jth في المجموعة ith

rikl = تأثير الذكر kth في المجموعة ith

sikl = تأثير الأنثي ith الملقحة من الذكر kth في المجموعة ith

(bs) ijkl = التداخل بين s,b

eijklt = الخطأ الخاص بكل فرد

وحيث أن ai , bij , rikl , (bs)ijkl , eijklt تكون بالنسبة i , j , k , l , t كمتغيرات مستقلة عشوائية وغير عشوائية وبمتوسط قدره صفر فأنه يمكن الحصول علي التباينات التالية

$V(a_i) = s^2 a$ for all (i')

$V(b_{ij}) = s^2 r$ for all (i',j')

$V(r_{ik}) = s^2 m$ for all (i,k)

$V(s_{Ikl}) = s^2$ for all (I , k , l)

$V(bs)_{ijkl} = s^2 fxr$ for all (i ,j,k,l)

$V(e_{ijklt}) = s^2 e$ for all (I,k,l,t)

دعنا الأن نفترض أن لدينا البيانات التالية :

عدد المجموعات (s) = ٢

عدد المكررات (r) = ٢

عدد الذكور (m) في كل مجموعة = ٣

عدد الأناث الملحقة بكل ذكر (f) = ٢

إذن فكل عائلة سوف يتشمل نسلها علي ٣ أنسال فقط . كما يتضح من بيانات الجدول التالى (٢-٦).

جدول ٢ -٦ البيانات الاصلية والخاصة بالتصميم الاول NCD -1

Set	Male	Progeny	Rep 1		Rep 2		Total		
			♀1	♀2	♀1	♀2	Total	Total	Total
1	1	1	3.6	3.8	3.5	3.1			
		2	3.4	3.6	3.7	3.2			
		3	3.1	3.2	3.6	3.0			
		Total	10.1	10.6	10.8	9.3	20.9	19.9	40.8
	2	1	3.2	3.0	2.5	2.5			
		2	3.1	2.8	2.6	2.1			
		3	2.9	2.5	2.5	2.2			
		Total	9.2	8.3	7.6	6.8	16.8	15.1	31.9
	3	1	4.2	3.8	4.5	3.5			
		2	4.0	4.2	4.6	3.4			
		3	3.9	3.9	5.1	3.5			
		Total	12.1	11.9	14.2	10.4	26.3	22.3	48.6
	Total	Total	62.2		59.1		62.2	59.1	121.3
	1	1	2.6	3.4	2.5	2.1			
		2	2.5	3.8	2.1	2.7			
		3	2.3	4.0	2.0	3.0			
		Total	7.4	11.2	6.6	7.8	14.0	19.0	33.0
	2	1	2.7	3.0	2.5	2.5			
		2	3.0	3.5	2.0	2.9			
		3	3.4	3.7	2.4	3.0			
		Total	9.1	10.2	6.9	8.4	16.0	18.6	34.6
	3	1	3.5	4.0	3.5	3.4			
		2	3.7	4.6	3.7	4.0			
		3	4.0	4.8	4.1	4.2			
		Total	11.2	13.4	11.3	11.6	22.5	22.5	47.5
		Total	62.5		52.6		62.5	52.6	115.1
Total									236.4

ويمكن تتبع خطوات حساب مجموع مربعات الانحراف كما يلي :

1. $C.f = (236.4)^2 / 72 = 776.18$

2. Total sum of squares $= (3.6)^2 + (3.4)^2 + \dots (4.0)^2 + (4.2)^2 - C.F = 37.28$

3. Sets $S.S = [(121.3)^2 + (115.1)^2]/30 - CF = 0.53$
4. S.S due to replication in sets $= [(62.2)^2+(59.1)^2+(62.5)^2+(52.6)^2] / 18 -$ Set s.s $=2.99$
5. S.S due to males in sets $= [(40.8)^2 + (31.9)^2 + (48.6)^2 + (33.0)^2 + (34.6)^2 + (47.5)^2 + (47.5)^2] / 12 -$ Sets. I= 22.18
6. S.S due to females in males in sets $=1/6[(20.9)^2 + (19.9)^2 + (16.8)^2 + (15.1)^2 + (14.0)^2 + (19.0)^2 + (16.0)^2 + (18.6)^2 +(22.5)^2 + (25.0)^2] -$ Male s.s = 4.82

ويمكن إيجاد تداخل الذكور والأناث Females x males في المكررة وفي المجموعات كما يلي :

$= [(10.1)^2 +(10.6)^2+........(11.3)^2+(11.6)^2] / 3 = 10.49$

7. Reps x female s.s = (Female x Male) in Replication in sets - Females in males in sets = 3.21
8. Error S.S = Total S.S – Replication x female S.S – Femal in male in set S.S – Male in set S.S – Replication in set S.S – set S.S = 3.55

ويكون جدول تحليل التباين كما يلي (جدول ٢-٧)

جدول ٢-٧ تحليل التباين للمثال السابق والخاص بتحليل التصميم الأول NCD- 1

Source	d.f	S.S	M.S	E.M.S
Sets	(s-1) = 1	0.53	0.53	
Replication (R/S)	s(r-1) =2	2.49	1.49	
Males in sets (M/s)	s(m-1) =4	22.8	5.54	$S^2+nS^2p+nrS^2f+nrfS^2m$
Females in Males in Sets (F/M/S)	(sm) (f-1) = 6	4.82	0.80	$S^2+nS^2p+nrS^2f$
Reps × Females	s[mf-1(r-1)] =10	3.21	0.32	S^2+nS^2p
Error	smfr(n-1) =18	3.55	0.07	S^2
Total	smfrn-1 = 71	37.28		

ملاحظة : قيمة مربعات انحرافات تداخل Females x Reps يمكن أعتباره أو إرجاعه إلي الأختلافات ما بين القطع التجريبية ، فإذا كان هناك بيان واحد متوفر لكل خلية، إذن يؤول هو إلي الخطأ ويمكن حسابه بواسطة الطرح. وكل من درجات الحرية ومجموع مربعات الأنحراف تحسب بنفس الطريقة السابقة.

يمكن بعد ذلك إيجاد مكونات التباين الوراثي من خلال الخطوات التالية :

S^2m = [M.s (Males/sets) – M.s (Females / sets)] / f × r × m

= [5.54 - 0.80] / 3 × 2 × 2 = 0.395

S^2 f = [M.s (females / males / sets) - M.s (Reps x feuales)] / m× r

= 0.80 - 0.32 / 3×2 = 0.08

$S^2 m = 1.4\ s^2A$ <u>or</u> $s^2A = 4s^2m = 4\ (0.395) = 1.580$

$S^2f = (1/4)\ (s^2A + s^2D)$ <u>or</u> $s^2A + s^2D = 4\ s^2\ f$

$S^2D = 4s^2f - 4s^2m = 4(s^2f - s^2m)$

$= 4\ (0.080 - 0.395) = -1.260$

Thus

$S^2A = 1.580$ and $s^2D = -1.26$

<u>ملاحظة هامة</u> : تحليل التباين وخطوات تحليل التصميم الثاني Design II تكون بنفس طريقة تحليل تصميم Line x tester ولذلك لم نعرض هنا مثال تحليلي كامل لهذا التصميم . وسوف نعرض هذا المثال التحليلي في جزء لاحق عن تداخل السلالة × الكشاف Line x tester.

ب- التصميم الغير كامل من طراز AA : Incomplete design AA

يطلق علي هذا التصميم chain block mating design وهذا التصميم مشابه لتصميم الهجن التبادلية Diallel crosses ولكن يختلف عنه في أنه يستغني عن بعض الهجن وبعبارة أخري ، لا يستدعي هنا عمل كل الهجن المختلفة كما في الحالة السابقة .ويمكن أن تكون الهجن المطلوبة بهذه الصورة إذا كان عدد الأباء الداخلة في عملية التهجين (٨)

Parents	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8
A1		X						
A2	X		X					
A3		X		X				
A4	X		X		X			
A5		X		X		X		
A6	X		X		X		X	
A7		X		X		X		X
A8	X		X		X		X	

ومن خلال التحليل يمكن تقدير Cov half – sibs، Cov full – sibs ويمكن الجمع ما بين تصميم AA , AB , A/B السابق كما يلي :

Parents	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8
A1				X				
A2				X				
A3				X				
A4								
A5	X	X	X	X				X
A6	X	X	X	X				X
A7	X	X	X	X				X
A8	X	X	X	X				

ويختص التصميم A/B, AA بالنقط أعلا الخط الفاصل. ويجدر بنا أن نشير إلي أن كلا التصميمين AB , A/B يوفر معلومات أكثر مما يعطيها تصحيح Diallel بمفرده حتي ولوكان التكوين كاملا (بالهجن العكسية)

جـ- التصميم الغير كامل من طراز (AB) Incomplete design (AB)

في هذا التصميم يستغنى عن كثير من الهجن الممكن عملها بين عدة آباء وبعبارة أخري نقول أنه يستغني عن تهجينات كثيرة عما في تصميم A.B ويمكن تنفيذ التهجينات في هذه التصميمات بهذه الصورة

Parents	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8
B1	X							
B2	X	X						
B3	X	X	X					
B4		X	X	X				
B5			X	X	X			
B6				X	X	X		
B7					X	X	X	
B8						X	X	X

الأنسال داخل المستطيلات لا يعتد بها ويمكن تجاهلها وهي تشمل علي مجموعتين من الأنسال .

وينبثق عن تحليل هذا التصميم نوعين من التغايرات هما Cov F.s A and Cov H.s

ثانيا : التصميمات ثلاثية العوامل Three factor mating design:

وفي هذه التصميمات يؤخذ في الاعتبار علي الأقل أحد الأجداد وكل من الأب والأم وهذا التصميم يحتاج إلي جيلين لأنتاج بذور النسل وذلك عكس Two factor designs أو التصميمات ثنائية العوامل، حيث يحتاج الأمر فيه إلي جيل واحد أو موسم واحد لأنتاج بذور النسل ويندرج تحت هذا النوع من التصميمات ـ التصميمات التالية :

أ- التصميم العاملي من نوع: Factorial mating design A(BC)

ولعمل هذا التصميم لابد من توافر ثلاث سلالات هي C , B, A فيمكن إنتاج الهجن الثلاثية علي خطوتين (B×C) × A ويوضح الجدول التالي (جدول ٢ـ٨) شكل العلاقة القرابية لنظام التزاوج في هذا التصميم مع الافتراض بأن قيمة الفرد ستكون Ai (BjCl)

حيث أن

i = 1,2, ... p

j = 1,2, ... n

l = 1,2, ...m

جدول ٢ـ٨ درجات القرابة علي صور تغايرات في تصميم A(Bc)

صور التغارير	درجة القرابة
CfA(Bc)	1.F.s, parent from mating c B and parent A both common
CSA CB	2.Three quarter sibs, both parent and grand partent B common.
CsA	3. Half sibs, parent A common
CsBc	4. Half sibs, parent from mating Bc common
CcB	5. cousins, grand parent B common

ومتوسط مجموع مربعات الانحرافات لمكونات التباين يمكن توضيحها كما ورد في جدول ٢ـ٩ ويتضح من خلال ذلك وجود سبعة مكونات. وعندما يكون معامل التربية الداخلية مختلف في المجموعات الأبوية الثلاثة (الجدين واحد الأبناء) ، وفي حالة الأباء (B), (C) اذا كانت كسلالات نقية تماما فإن $S^2 B = S^2 c$, $S^2 Ac = S^2 AB$, CcB = Ccc , CsACB = CsAcC . وفي حالة تساوي عدد الأباء فأن n = m وبناءا علي ذلك فيمكن جمع متوسط

مجموع مربعات الأنحرافات C مع B ومتوسط مجموع مربعات الأنحرافات A×B ، B×C مع بعضهما البعض وعليه ، فأن لكل أثنين منهما سيكون لها نفس E.M.S ويكون نتيجة ذلك خمسة مكونات تباين وتغاير يمكن تقديرها لوصف العلاقة القرابية في هذه الحالة.

جدول ٢-٩ متوسط مجموع مربعات الانحرافات في تصميم A (BC)

S.OV	d.f	E.M.S
Replications	K-1	
A parents	P-1	$S^2+kS^2Bc+knS^2Ac+KmS^2AB+knmS^2A$
B grand – parents	n-1	$S^2+kS^2ABC+kpS^2Bc+kmS^2AB+kmpS^2B$
C grand – parent	m-1	$S^2+kS^2ABc+KpS^2Bc+knS^2Ac+knpS^2c$
A×B	(p-1) (m-1)	$S^2+kS^2ABc+kmS^2Ac$
A×C	(P-1) (m-1)	$S^2+kS^2ABc+kpS^2Bc$
B×C	(n-1) (m-1)	S^2+kS^2ABc
A×B×c	(p-1) (n-1) (m-1)	S^2
Error	(k-1)(pnm-1)	

S^2A = CovsA, S^2B = Cov.B

S^2c = Ccc , S^2AB = CsAcB CsA - CcB

S^2Ac = CsAcc - CsA = CsA - CcC , S^2Bc - CcB - Ccc

S^2ABc = CfA (cB - CsAcC - Cs AcB - CsBc = CsA + CcB + CcC

وعندما تكون الأباء غير سلالية non – inbred فيكون هناك أربعة تغايرات فقط بسبب أن CsA = CsBc ، إذن CsBc هي التغاير ما بين الأخوة غير الأشقة H S الناتجة عن الأب غير السلالي Bc

ب- نظام التصميم التشعبي من نوع (A/B/C) , (A/B/C) '

Nested mating designs (A/B/C) and (A/B/C) '

The nested two factor mating designs هذا التصميم أكثر أنتشارا عن وبالنسبة لهذا التصميم (A/B/C)، كلا من Cl تلقح إلي عدة أفراد ولتكن Bil وكل نسل Bi! Cl تلقح إلي عدة أفراد من AijL وعليه فالنسل (ijth) يكون نتاج التلقيحات Aij (BjLcL) ويمكن ملاحظة أن نظام التلقيحات سيكون من اليمين إلي اليسار فى التصميم A/B/C وسيكون حال التلقيحات أو التهجينات معكوسا في حالة التصميم العكسى الاخر .وفي هذا التصميم ، عدة أفراد

تحت المجموعة AijL تلقح أو تهجن إلي كل فرد من BiL والنسل الناتج من Bjl تهجن إلي كل Cl وعليه فإن الـijth هي النسل الناتج من (BjlAil) Cl وعدد النسل الناتج من كل تصميم هو mmp

وتحليل التباين الخاص بهذا التصميم هو نفسه التحليل الخاص بالتصميمات ثنائية العوامل two factors mating designs ولكن مكونات التباين والخاص بالتلقيح الأخير لها عدة تغايرات أخري و تحليل التباين للتصميم الذي نحن بصدده الأن موضح في الجدول التالي (جدول ٢-١٠)

جدول ٢-١٠ متوسط مجموع مربعات الأنحراف للتصميم (A/B/C) , (A/B/C)

Source	d.f	E.M.S
Replications	k-1	
C	(m-1)	$S^2+ks^2A/B+kps^2B/c+kmps^2c$
B Within C	m(n-1)	$S^2+ks^2A/B+ks^2/C$
A Within B	mn(p-1)	S^2+ks^2A/B
Error	(k-1)(mnp-1)	S^2e

For design (A/B/C) the components are:

S^2C= Ccc, S^2B/C = CsBc-Ccc, S^2A/B = C/A (cB-C2Bc)

S^2c = Csc , s^2B/C = CsC Csp – Csc , $^{s2A}/B$ = cfc(BA-csse)

جـ- التصميم المختلط من نوع (A(B/C)) , (A/(BC))

Mixed mating designs (A(B/C) and (A / (BC)

وهذا التصميم خليط ما بين نظامي التصميم المتشعب Nested والعاملي Factorial.

وفية كل من BjLCl يلقح إلي كل فرد من مجموعة A معطيا ذلك أفراد تقدر عددها بـ nmp وعليه فأن قيمة أفراد ijth هي القيمة الناتجة من التلقيح (BjLCl) Aj. وتحليل التباين لهذا التصميم موضح في جدول(٢-١١) ويتضح من خلال ذلك الخليط المشترك للتصميمين معا ان ينتج عن هذا خمسة مكونات للتباين والتغاير لتقدير علاقة القرابة في هذا التصميم :

جدول ٢-١١ مكونات التباين والتغاير لتقدير علاقات القرابة في التصميم المختلط

S.OV	d.f	E.M.S
Replications	k-1	
A parent	P-1	S^2+kS^2AB/C +kmS^2AC+kmnS^2A
C. grand parent	m-1	S^2+kS^2AB/C +kpS^2Bc+kpS^2C
A×C	(p-1)(m-1)	S^2+kS^2AB/C+kmS^2AC
A with C	m (n-1)	S^2+kS^2AB/C+kS^2B/C
A × B × C	m(n-1)(p-1)	S^2+kS^2AB/C
Error	(k-1)(mnp-1)	S^2

في هذا التصميم (A/(BC) ، الأب A يتشعب خلال التلقيحات العاملية BC . وهذا التصميم يحتاج إلي عدة تحليلات . وهو يعطي تفسيرات كثيرة عن مكونات التباين الوراثي . والأتي تفسير لما جاء في جدول تحليل التباين السابق

S^2A, S^2C. S^2AC , S^2B/C, S^2AB/C

د- التصميم الثلاثي Triallel or three factor mating designs

هذا التصميم أكثر أنتشارمن الـ Diallel أو تصميم الهجن التبادلية . فإذا كان لدينا مجموعة من الأفراد السلالية فيمكن عمل جميع الهجن الثلاثية الممكنة بين هذه الأفراد. فإذا توفر عدد قدره P من الآباء فأن عدد الهجن سيكون P(P-1)(P-2)/6 ، وبعبارة أخري نقول أنه إذا توافر الآباء Ai,Aj,Al فيوجد لدينا بعد ذلك ثلاثة طرق أو نظم يمكن أنتاج النسل منها وهي Ai(AjAi),Aj(AiAl),Al(AiAi) وهذه ستعطي النسل حسب ما جاء في المعادلة السابقة . هذا التصميم سيعطي ثمانية تغايرات لتقدير القرابة وكذلك سيعطي سبعة مكونات تباين من التقسيمات المستقلة لمجموع مربعات الإنحراف.

وتحليل التباين لهذا النوع من التصميمات أوضحها كل من Rawling and Cockerhan عام ١٩٦٢ Hinkelmann عام ١٩٦٥ وكذلك Ponuswamy عام ١٩٧٢ وقيمة هذا التحليل كما أوضحا أنه بجانب تقديره مكونات التباين الوراثي الأخري ، فأنه يقدر مكونات التباين التنوقي epistatic components والتأثيرات الخاصة لها في كل أب مشترك في عملية التهجين .فإذا

أفترضنا أن yijkl هي القيمة المسجلة لأي هجين والعكسى لة G(ij)k ، فأن المعادلة العامة لهذا التصميم ستكون بهذه الصورة.

$$Yijkl = m + bl + G(ij)k + eijkl$$
$$= m + bl + gij + gk + (fcij)k + eijkl$$
$$= m + bl + hj + dij + gk + sik + tijk + eijkl$$

حيث أن :

Yijkl = قيمة الشكل المظهري أو الظاهري في المكررة lth بخصوص الهجين ijth (الأجداد الأبوية grand – parents) الملقحة إلي الأب kth

M = المتوسط العام

Bi = تأثيرات المكررة Lth

G(ij)k = التأثيرات التجميعية Comulative effects للهجين التبادلي (ij)k حيث أن j,I هما الأجداد الأبوية ,k هي الأب

gij = متوسط تأثير هجين الجيل الأول

hi = التأثير السلالي العام للأب ith كأحد الأجداد (النوع الأول من التأثير السلالي العام)

Dij = ناتجة من سلالتين (ixj) – النوع الأول من التأثير الخاص– (الأجداد الأبوية)

gk = التأثير السلالي العام للأب K (النوع الثاني من التأثير)

f(ij)k = التأثيرغير الإضافي للهجين F1(ixj) non additive effect مع كل الأباء.

Sik = التأثير الخاص لسلالتين ، حيث i هي half parent و K هي The parent إذن هي من النوع الثاني من التأثير الخاص.

tijk = التأثير الثلاثي السلالي الخاص.

eijk = تأثير الخطأ

ويكون جدول تحليل التباين بهذه الصورة (جدول ٢-١٢)

جدول ٢-١٢ تحليل التباين بطريقة الهجين الثلاثية Traillel design

Source	d.f	E.M.S
Due to (g) ignoring	v-1	
Due to (h) eliminating	v-1	
Due to (d) ignoring	v(v-3)/2	$S^2e+[rv-2)(v-3)/(v-1)^2]\sum hi^2$
Due to (s) eliminating	v^2-3v+1	$S^2e+[r/(v^2-3v+1) \sum\sum sij[(v^2-5v+5)sij-sj]$
Due to (t)	$v(v^2-6v+7)/2$	$S^2e+[2r/v(v^2-6v+7)] \sum\sum\sum tijk^2$
Due to crosses	p-1	$S^2e+[2r/v(v-1)(v-2)-2] \sum\sum\sum c^2ijk$
Due to (g) eliminating	(h) v-1	$S^2e+[rv(v-3)/(v-1)] \sum g^2i$
Due to (d) eliminating	s v(v-3)/2	$S^2e+[2(v-1)(v-4)/v(v-32] \sum\sum dij^2$
Error	(r-1)(p-1)	S^2e

في هذا الجدول (v) هي العدد الأساسي للتراكيب الوراثية ، $P = v(v-1)(v-2)/2$، فضلا عن ذلك فأن متوسطات مجموع مربعات الانحرافات المتوقعة والتي تمثل كل التأثيرات سوف تختبر إلي متوسط مجموع مربعات الخطأ مع استخدام درجات الحرية المناسبة. ويوضح جدول ٢-١٣ بيانات خاصة بطريقة الهجن الثلاثية حيث أن عدد السلالات ٦ أختبرت في أربعة مكررات (عن Chaudhary وآخرين عام ١٩٧٥)

جدول ٢-١٣ البيانات الخاصة بطريقة الهجن الثلاثية.

Cross	R1	R2	R3	R4	Total	Mean
12×3	83.62	99.88	80.62	93.56	357.68	89.42
×4	70.36	90.12	88.52	72.36	321.36	80.34
×5	66.86	64.24	70.36	59.28	260.74	65.19
×6	83.26	86.14	98.42	88.52	356.34	89.09
13×2	81.44	89.48	80.06	96.26	347.24	86.81
×4	99.04	92.28	94.20	95.98	381.54	95.38
×5	107.38	84.56	90.96	104.22	387.12	96.78
×6	88.26	70.42	76.36	82.78	317.82	79.46
14×2	89.30	95.08	109.18	89.26	382.82	95.71
×3	89.52	97.10	81.86	94.46	362.94	90.74
×5	69.36	69.28	59.04	65.54	263.22	65.81
×6	77.00	90.96	69.12	98.44	320.52	80.13
15×2	76.28	79.84	83.82	81.24	321.18	80.30
×3	94.26	99.32	100.08	115.38	409.04	102.26
×4	93.56	85.46	80.42	82.18	341.62	85.41
×6	140.82	135.26	136.40	127.72	540.20	135.05
16×2	82.24	93.52	86.50	96.58	358.84	89.71
×3	85.92	104.08	87.98	85.36	363.34	90.84
×4	87.24	84.66	78.54	82.22	332.66	83.17
×5	74.14	85.40	74.96	85.30	319.80	70.15
23×1	86.52	71.36	92.30	72.06	322.24	80.56
×4	97.46	106.59	99.10	110.58	413.70	103.43
×5	89.70	82.48	92.58	80.30	345.06	86.27
× 6	72.48	67.96	60.16	66.42	267.02	66.76
24×1	100.36	101.86	98.74	107.76	108.72	102.18
×3	96.40	98.96	89.84	93.62	378.82	94.71
×5	67.76	72.62	68.28	81.56	290.22	72.56
× 6	83.62	99.88	80.62	93.56	357.68	89.42

تابع جدول ٢-١٣ البيانات الخاصة بطريقة الهجن الثلاثية.

Cross	R1	R2	R3	R4	Total	Mean
25×1	78.06	85.72	78.26	76.70	319.34	79.84
× 3	81.34	82.30	89.74	95.32	348.70	87.18
×5	77.64	77.60	82.68	82.92	320.84	80.21
× 6	118.60	128.14	121.42	120.18	188.34	122.09
26×1	73.36	66.06	73.16	67.68	280.86	70.06
× 3	96.94	96.98	116.28	94.26	404.46	101.11
× 4	70.46	70.74	67.66	77.58	286.44	71.61
× 5	101.82	96.62	90.22	111.74	399.40	99.85
34×1	75.47	71.36	83.72	78.32	309.14	77.28
×2	63.06	59.96	70.48	68.16	261.66	62.91
×5	93.16	99.36	93.32	91.44	377.28	94.30
× 6	83.98	92.26	96.28	97.30	369.82	92.45
35× 1	111.70	114.76	90.36	96.42	413.04	103.20
× 2	78.92	82.64	74.08	89.06	324.70	81.17
× 4	113.78	102.72	118.98	111.08	446.56	111.60
× 6	94.62	104.66	103.36	95.88	398.52	99.63
36×1	91.66	111.26	116.62	104.84	427.38	106.39
× 2	109.28	106.02	107.56	99.66	422.52	105.63
× 4	99.42	108.66	112.62	104.16	424.86	106.22
× 5	77.72	87.64	84.56	73.72	323.64	80.91
45×1	62.86	67.48	62.02	74.98	267.34	66.84
× 2	77.06	77.94	81.12	77.84	313.96	78.49
× 3	96.64	102.56	102.84	111.36	413.60	103.90
× 6	90.46	96.56	88.64	98.72	374.38	93.55
46×1	85.78	87.64	92.28	89.58	355.28	88.82
× 2	116.22	125.24	117.94	114.02	474.42	118.61
× 3	96.94	91.78	86.22	88.78	363.72	90.93
× 5	63.28	70.72	57.16	63.64	254.80	63.70
56×1	108.76	90.26	94.08	105.92	399.02	99.72
× 2	120.86	124.64	121.76	128.68	495.94	132.98
× 3	83.66	88.92	87.42	89.48	349.48	87.31
× 4	108.92	108.64	102.26	116.26	436.08	109.02
Total	5332.36	5455.62	5360.00	5493.78	2164.76	5410.44

المقصود بـ 3×12 هو الهجين الثلاثي 3×(2×1) وسوف نكون خطوات تقدير مكونات التباين الوراثي الأخري والتأثيرات المطلوبة كما يلي :

١- حساب أو تقدير معنوية الاختلافات فيما بين الهجن:

$C.F = (2 / 641.76)^2 / 60 \times 4 = 1951524.066$

1- Total s.s $= (83.62)^2 + (70.36)^2 + (66.86)^2 + ... + (116.26)^2 - C.f =$ 63966.3

2- Replication S.S= $(1/60)\ [(5332.36)^2 + (5455062)^2 + (5360.00)^2 + (5493.78)^2] - c.F = 219.5$

3- Treatment Or crosses s.s $= 1/4\ [(357.68)^2 + (321.36)^2 + ... + (436.08)^2] - C.f = 56130.9$

4- Error s.s = Total s.s - Replication s.s - Crosess s.s = 761509

ويمكن اختبار معنوية الهجن في جدول تحليل التباين التالي (جدول ٢-١٤)

جدول ٢-١٤ تحليل التباين لبيانات التجربة السابقة المشتملة على الهجن الثلاثية

S.O.V	D.F	S.S	M.S	$F_{0.01}$
Replications	3	219.5	73.167	1.700
Crosses	59	56130.9	951.371	22.111**
Error	177	7615.9	43.028	
Total	239	63966.3		

٢- تقديرات التأثيرات والتباين :

لعمل هذه التقديرات يلزم إيجاد بعض المجاميع والتى يمكن الحصول عليها من بيانات جدول التجربة الأصلي السابق (جدول٢-١٣). ويجب أن نتذكر أن القيمة yijkl تمثل أي قيمة في هذا الجدول ، حيث أن k,j,i هي الأب الأول والثاني والثالث المشتركة على التوالي في عمل الهجين الثلاثي الواقع في المكررة L.

أ- مجموع الهجين علي مستوي المكرارات أي $\sum yijkl$ (هذه القيم يمكن الحصول عليها من العمود السادس في جدول ٢-١٣ السابق)

ب- حساب $yij.. = \sum\sum ijkl$ وهي المجموع علي مستوي جميع المكررات للأب الثالث وبالمثل:

Y12.. = 357.68+321.36+260.74+356.34 = 1296.12

Y13.. = 1433.68	Y14.. = 1344.50	Y15.. = 1612.04
Y16.. = 1374.64	Y23.. = 1348.02	Y21.. = 1407.16
Y25.. = 1476.62	Y26.. = 1371.56	Y34.. = 1317.90
Y35.. = 1583.02	Y36.. = 1598.40	Y45.. = 1369.28
Y46.. = 1448.22	Y56.. = 1681.52	

لاحظ أن : الهجن العكسية لا داعي لإجراء حساباتها لأنها ستكون بنفس القيم السابقة.

جـ- حساب $yi.k. = \sum\sum yijkl$ هي المجموع علي مستوي جميع المكررات للأب الثاني .

Y1.2. =1410.08	Y3.1. = 1472.00	Y5.1 = 1398.34
Y1.3. = 1493.00	Y3.2. = 1356.12	Y5.2 = 1455.78
Y1.4. = 1377.14	Y3.4. = 1666.62	Y5.3 = 1520.82
Y1.5. = 1230.88	Y3.6. = 1433.10	Y5.4. = 1545.10
Y1.6. = 1549.88	Y3.6. = 1553.18	Y5.6. = 1801.44
Y2.1. = 1329.96	Y4.1. = 1340.48	Y6.1. = 1461.94
Y2.3. = 1489.66	Y4.2 = 1432.86	Y6.2. = 1751.72
Y2.4. = 1342.34	Y4.3. = 1519.08	Y6.3.= 1481.00
Y2.5. =1296.42	Y4.5. = 1185.52	Y6.4. = 1480.04
Y2.6. = 1441.10	Y4.6. = 1409.12	Y6.5 = 1298.64

د- حساب $yij... = \sum\sum\sum yijkl$ وهي المجموع علي مستوي جميع المكررات للأب الثاني والثالث.

Y1... = 1296.12 + 1433.68 + 1344.50 + 1621.04 + 1374.64 = 7060.98

Y2... = 6899.48	Y3... = 7281.20	Y4... = 6887.05
Y5... = 7721.48	Y6000 = 7473.34	

هـ- حساب $Y..K.$ = وهي المجموع علي مستوي الأب الأول والثاني علي مستوي جميع المكرارات وكمثال علي ذلك :

Y..1 = Y231 + Y241 + P251 + P261 + P341 + Y361 + Y461 + Y561

= 322.24 + 408.72 + 319.34 + 280.26 + 309.14 + 413.04

+ 427.38 + 267.34 + 355.28 + 399.02 = 3501.36

وبالمثل

$Y...2 = 3703.28$ $Y...3 = 3751.78$

$Y...4 = 3705.62$ $Y...5 = 3222.28$ $Y...6 = 3777.35$

و- حساب $Y..1 = \sum\sum\sum$ وهي المجموع علي مستوي جميع الهجين بالنسبة لكل مكررة وهذه القيم يمكن الحصول عليها من الصف الأخير في جدول (٢-١٣)

ز- حساب ...y وهي المجموع الكلي العام وهي تساوي 21641.76 في الجدول السابق.

٣- <u>حساب أو تقدير التأثيرات المختلفة :</u>

أ- حساب **hi** وهي التأثير السلالي العام من النوع الأول (الجد الأبوي)

hi = General line effect of first kind (grand parent)

$$hi = \frac{v-1}{rv(v-2)(v-3)} \{ yi... + [(v-4)/(v-1)\} y..i - [(v-4)/(v-1)] y.....\}$$

وهذه تمثل القدرة العامة علي الائتلاف للأب (i) والمستخدم في التهجين كأحد الأجداد الأبوية

$hi = (5/288)[7060.98+(2/5)(3501.36-(2/5)(21641.76) = -3.526$

وبالمثل يمكن حساب جميع قيم hi كما هو موضح في جدول ٢-١٥

ب- حساب **gi** وهي تمثل السلالي العام للنوع الثاني

gi = General line effect of the second kind .

وهذا يعبر عن القدرة العامة علي الائتلاف للسلالة المستخدمة كأب مهجن إلي الهجين الفردي

$$gi = \frac{v-4}{v(v-3)r} \{ y..i. + [1/(v-2)]\, yi... - [1/(v-2)]\, y...\}$$

$g1 = (2/72)[3501.36+(1/4)(7060.98) - (1/4)(11641.76)] = -4.133$

وبالمثل يمكن حساب بقية قيم gi وهذه موضحة في جدول ٢-١٥

جدول ٢-١٥ تقديرات التأثيرات العامة والخاصة (General line and two – line specific effects).

Lines	General line effect		Two – Line specific effects dij. Figures in bracket correspond to estimates of sij and sji					
	hi	gi	1	2	3	4	5	6
1	-3.526	-4.133		-2.589 (-2.286)	3.208 (-3.952)	0.761 (-1.233)	3.797 (-1.233)	-5.177 (3.935)
2	-4.928	0.353	-2.589 (-1.110)		-4.684 (2.039)	8.413 (12.900)	-1.771 (3.763)	0.631 (-1.792)
3	2.032	4.350	3.208 (5.696)	-4.684 (-13.04)		1.836 (14.969)	1.107 (9.152)	-1.468 (-16.777)
4	-5.127	0.332	0.761 (1.081)	8.413 (4.880)	1.836 (6.864)		-10.080 (-8.048)	0.931 (-4.777)
5	6.002	-7.299	3.997 (-4.214)	1.771 (-7.734)	1.107 (-4.362)	10.080 (3.100)		6.946 (19.411)
6	5.500	6.397	5.177 (-1.453)	0.631 (18.180)	-2.468 (-8.087)	-0.931 (-5.017)	6.946 (-3.623)	

وعند مقارنة قيم gi بقيم hi يتضح أن السلالة رقم (٥) هي أحسن جد أبوي grand parent لأنه يحوز علي أعلا قيمة من hi = 6.002 وفي نفس الوقت لا يصح good combiner, استخدامه كأب لانه يحوز على أقل قيمة من 7.299 = 5 g وعلي العكس السلالة رقم ٦ تعتبر أحسن السلالات لأنها تحوز علي قيمتين موجبتين g 6 =6.396 , h6=5.548 في نفس الوقت لها أعلا القيم الموجودة، وبعبارة أخري هذه السلالة تعتبر كأب جيد good parent وكذلك كأحسن جد أبوي grand parent

جـ- حساب قيم dij وهي تعني التأثير السلالي الثنائي الخاص من النوع الأول

Two line specific effect of first kind (grand parent)

$$= \frac{v-3}{(v-1)(v-4)r} \; [\, yij.. + [\, 1/(v-3)]\,(yi.j. + yj.i.) - [r/(v-3)]\, y.. - [(v^2 - 4v + 2)$$

$$r/(v-3)]\,(hi + hi)\,[\, r/(v-3)\,]\,(gi + gi)(\, r/(v-3)\,)\,(gi + gi)$$

وكمثال علي ذلك :

$$d12 = (3/40)[1296.12+(1/3)(1410.08+1329.96)-(2/18)(2141.76)$$
$$-(56/3)(-3.526-4.928)-(4/3)(-4.133+0.353)] = 2.5885$$

وبالمثل يمكن إيجاد بقية قيم dij كما يتضح ذلك في الجدول السابق

د- حساب التأثير السلالى الثنائي الخاص من النوع الثاني Two –Line Specific effect

حيث أن هي k, half parent هي الأب

$$Sik = (D / D2)[yi.k + (1/D) yk.i. + [(v-3) / D)yik....- [2(v-3)/vD] y.. - r (v-2) hj - [(v-2) / Drhj] - rgi / D - [D1/D] rgj].$$

حيث أن :

$$D = v^2 -5v + 5 = 1$$

$$D_1 = v^3 - 7v^2 + 14v - 7 = 41$$

$$D_2 = r (v-1)(v-3)(v-4) = 120$$

وبالمثل :

$$S12 = \frac{11}{120} [1410.08+\frac{1}{11}(1329.96)+\frac{3}{11}(1296.12)$$

$$-\frac{1}{11}(21641.76)-16(-3.526)-\frac{16}{11}(-4.928) -\frac{4}{11}(-4.133)-\frac{164}{11}(0.353)]=2.286$$

ويمكن حساب بقية القيم بنفس الطريقة السابقة . وهذه القيم موضحة في جدول (٢-١٥) السابق ويتضح من هذه القيم أن التوليفة ما بين السلالة (٥) والمستخدمة كأحد الأجداد الأبوية والسلالة (٦) المستخدمة كأب أو السلالة (٦) المستخدمة كأحد الأجداد الأبوية والسلالة (٢) المستخدمة كاب، هذه التوليفة تعتبر أحسن التوليفات لأنها تحوز علي أعلا القيم high performance عند مقارنتها ببقية التوليفات . كذلك هذه المعلومتين تعتبران مهمة في عمل أنتخاب السلالات كجد أبوي أو كاب مباشر Immediate parent .

هـ حساب tijk وهي تعني التأثير السلالي الخاص

Three – line specific effect

وهي تساوي

$$= yijk' - y'.... - hi - hj - gk - sik\ sjk$$

وكمثال علي ذلك

$$t123 = \frac{357.68}{4} - \frac{21641.76}{240} - (-3.526) - (-4.928) - (4.350) - (3.546) - (2.039)$$

$$= 0.269$$

وبالمثل يمكن حساب بقية القيم وهذا جانب منها:

t124 = 7.648	t365 = -13.680
t125 = -9.248	t461 = 3.578
t126 = 1.331	t462 = 5.443

t132 = 9.813	t463 = -1.944
t134 = 7.944	t 465 = -7.076
t135 = 4.200	t561 = 0.802
t136 = -6.069	t562 = 4.431
t143 = 10.394	t563 = -13.283
t162 = -13.693	t561 = 8.050

٤- تحليل التباين للتأثيرات العامة والخاصة للسلالات :

(أ) مجموع مربعات الإنحراف :

(أ-١) مجموع مربعات الإنحراف الراجعة إلي (gi) الغير معدلة unadjusted بالنسبة إلي تأثير (hi) (S.s(gi) unadjusted for (hi) effect

$$= \frac{2}{r(v-1)(v-2)} \sum yi^2..-c.f$$

$$= \frac{1}{40} [(7060.98)^2 + (6899.48)^2 .....(7473.34)^2] - \quad (195124.066) = 5702.00$$

(أ-٢) مجموع مربعات الانحراف الراجعة إلي تأثيرات (hi) المعدلة بالنسبة إلي تأثير (gi)

S.s (hi) effects adjusted for (gi)

$$= \sum hi \left(yi... + \frac{2}{v-1} y.i. \right)$$

= (-3.526)[6060.98 + 2/5 (3501.36)] + (4.928)[(6899.48) + 2/5 (3703.28)] +............ (5.548)[7443.34) + 2/5 (377.36)] = 7716.56

(أ-٣) مجموع مربعات الانحراف الراجعة إلي تأثير (dij) الغير معدلة بالنسبة إلي تاثير sij

S.s (dji) unadjusted for (sij) effect

$$= \frac{1}{r(v-2)} \sum\sum y^2ij. - \frac{1}{r(v-2)2} \sum yi... + v(v-2)(cf).$$

$$= \frac{1}{16} [(1296.12)^2 + (1933.68)^2 + ...(1680.52)^2] - \frac{1}{64}(7060.98 + 6899.49 + ... 7473.34)] + 24 (1951524.066) = 3927.90$$

(أ-٤) مجموع مربعات الانحراف الراجعة إلي تأثير (sij) الغير معدلة بالنسبة إلي تاثير dij

s.s (sji) unadjusted for (dij) effect

$= \sum\sum sij(yi.j. + \frac{1}{v-2} yij.)$

= (-2.286)[1410.08 + 1/4 (1296-12)] + (3.546) [(1493.00) + 1/4 (1433.68)] +..... (-3.623 [(1298.64 + 1/4 (1680.52)] = 21293.30

(أ-٥) مجموع مربعات الانحراف الراجعة إلي التأثيرات الثلاثية

s.s due to three line specific effect

$= \Sigma \Sigma \Sigma$ tijk yijk

= (0.269)(357.68) + (1.648)(321.36) +........ (8.050)(436.08) = 17491.00.

(أ-٦) مجموع مربعات الانحراف الراجعة إلي تأثير (gi) الغير معدلة بالنسبة إلي تاثيرhi

s.s (gi) unadjusted for (hi) effect

$= \Sigma gi (y..i. + \frac{1}{v-2} yi..)$

= (-4.133)[(3501.36 + 1/4 (7060.98] + (0.353)[(3703.28) + 1/4 (6899048)] +........ (6.396)[(3777.36) + 1/4 (7473.34)] = 4695.94

(أ-٧) مجموع مربعات الإنحراف الراجعة إلي تأثير (dij) الغير معدلة بالنسبة إلي تاثيرsij

$= \Sigma \Sigma$ dij [yij.. + $\frac{1}{v-3}$ (yi.j +yj.i)]

= (-2.5885)[(1296.12)+1/3(1410.08+1329.96)] + (3.2077)[(1433.68) + 1/3 (1493.00 + 1472.00)] + ... + (6.9459)[(1680.52) + 1/3 (1801.44 + 1298.64)] = 5752.82

(أ-٨) تحضير جدول تحليل التباين : ويكون بالصورة التالية :

جدول ٢-١٦ جدول تحليل التباين للتأثيرات السلالية العامة والخاصة

S.O.V	d.f	S.S	M.S	F*
gi unadjusted for hi	5	5702.00		
hi unadjusted for gi	5	7716.56	M(h/g)=1543.31	35.86
dij unadjusted for sij	9	3927.90		
sij unadjusted for dij	19	21293.30	M(s/d)=1120.70	26.046
Tijk	21	17491.00	M(t) = 832.91	19.357
Crosses	59	56130.90		
Error	177	7615.90	M(E) = 43.03	21.827
Gi unadjusted for hi	5	4695.94	M(g/h) = 939.19	21.827
Dij unadjusted for sij	9	5752.82	M(s/d) = 639.20	14.856

* جميع متوسطات مربعات الأنحراف تختبر معنويتها بالنسبة إلي متوسط مجموع مربعات الخطأ.

٥- تقدير بعض الأخطاء القياسية : **Some important standard Error (S.E)**

1- S.E (hi) = $(v-1)s^2/[rr^2(v-2)(v-3)]^{1/2}$ = $[25(43.028)/48x46]^{1/2}$ = 0.789

2- S.E (gi) = $[2(v-1)s^2/rv^2(v-3)]^{1/2}$ = $[10(43.028)/12x36]^{1/2}$ = 0.998

3-S.E dij = $[(v-3)2s^2/r(v-1)^2(v-4)]^{1/2}$ = $[9(43.028)/200]^{1/2}$ = 1.392

4- S.E (sij) = $[(v-2)^2(v^2-4v + 1)\ s^2 / (v-1)^2\ rv\ (v-1)(v-4)^{1/2}$ = (4/5) [13 $(43.028 / 144]^{1/2}$ = 1.576

5- S.E (tijk) = $[(v^2-6v+7)s^2/r(v-1)(v-2)^{1/2}$ = 1.940

6- S.E (hi-hj) = $[2(v-1)s^2/rv(v-2)(v-3)]^{1/2}$= 1.222

7- S.E (gi-gj) = [4s2/rv(v-3)]1/2 = 1.546

8- S.E (hi-gj) = $[3(v-1)s^2/rv^2(v-2)^{1/2}$ = 1.058

9- S.E (dij-dik) = $[2(v-3)^2s^2/r(v-1)(v-2)(v-4)]^{1/2}$ = 2.200

10- S.E (dij-dkl) = $[2(v-3)s^2/r(v-2)(v-2)]^{1/2}$ = 1.796

11- S.E (dij-sik) = $[2(v-2)(v^2-4v+1)s^2/rv(v-1)(v-4)^{1/2}$ = 2.496

12- S.E (sij-ski) = $[2(v^2-4v+1)s^2/rv(v-1)(v-4)]^{1/2}$= 2.131

13- S.E dij-(sij+sji)/2 = $[3(v-3)s^2/2r(v-1)^2]^{1/2}$= 1.391

14- S.E (dij – sij) = $[(v-3)s^2/r(v-1)(v-4)]^{1/2}$ = 1.770

15- S.E (tijk-tikj) = $[2(v-4)s^2/r(v-1)]^{1/2}$ = 2.933

16- S.E(tijk-tlkj) = $[2(v^2-6v+7)s^2/r(v-1)(v-3)]^{1/2}$ = 3.167

17- S.E (tijk-tilm) = $[2(v^3-11v^2+38v-39)s^2/r(v-1)(v-3)(v-4)]^{1/2}$ = 2.544

18- S.E(tijk-tlmk) = $[2(v-5)(v^2-6v+7)6^2/r(v-1)(v-1)(v-4)]^{1/2}$= 22.40

19- S.E (tijk-tlmk) = $[2(v^3-11v^2+3qv-41)s^2/r/(v-1)(v-3)(v-4)]^{1/2}$= 3.053

٦- تقدير الثوابت المهمة لتقييم السلالات :

Estimation of parameters useful for the evaluation of lines

1- S^2tij =[1/(v-3)] Σ tijk^2- $[(v^2-6v+7)S^2/r(v-1)(v-3)]$

S^2t12.=(1/3)[(0.269)^2+(7.648)^2+(-9.248)^2+(1.331)^2]-7(43.028)/60= 43.601

ويمكن إجراء ذلك لكل الهجن وحتي t56 = 82.15

2- S^2ti.j = 1(v-3) Σ tikj$^2(v^2-6v+7)s^2/r(v-1)(v-3)$

S^2t1.2 = (1-3)[(9.813)^2+(10.394)^2+(-6.567)+(-13.638)^2]

-7(43.028)/60 = 139.473

ويمكن إجراء ذلك وحتي S^2t5.6 = 94.59

3- S^2tji.=[1/(v-3)] Σ tjki^2- $[(v^2-6v+7)s^2/r(v-1)(v-3)]$

S^2t2.1=[1/(v-3)][(-2.569)^2+(17.729)^2+(-0.415)^2+(-14.744)^2]-7(43.028)

/60 = 174.472

وبالمثل يمكن عمل ذلك لكل الهجن وحتي S^2t6.5 = 165021

4- S^2ti..= [1/(v-2)(v-3)] Σ tijk^2- $[(v^2-6v+7)S^2/r(v-2)(v-3)]$

S^2t1.. = (1/12)[(0.269)^2+(7.648)^2+ …… + (4.701)^2+(5.014)^2]

-7(43.028)/48= 70.2/8

تأليف: الأستاذ الدكتور / عبد الحميد أحمد نوار – كلية الزراعة – قسم المحاصيل – جامعة المنوفية

وبالمثل حتي $132.09 = S^2t6..$

5- $S^2t..i = [2/(v-2)(v-3)] \Sigma tjki^2 - [(v^2-6v+7)s^2/r(v-2)(v-3)]$

$S^2t..i = (2/12)[-2.569)^2+(17.729)^2+..... (3.578)^2+(0.802)^2]$
$-7(43.028)/48= 153.192$

وهكذا وحتي $118.96 = S^2t..6$

6- $S^2di. = [1/(v-2)] \Sigma dij^2 - [(v-3)^2 6^2/r(v-1)(v-2)(v-4)]$

$S^2d1. = (1/4)[(-2.5885)^2+(3.2077)^2+(0.7607)^2+(3.7974)^2$
$+(-5.1775)^2]-9(43.028)/160= 12.279$

وهكذا وحتي $17.197 = S^2d6.$

7- $S^2si.= [1/(v-2)] \Sigma sij^2 - [(v-2)(v^2-4v+1)s^2/r(v-1)(v-3)(v-4)]$

$S^2s1.= (1/4)[(-2.286)^2+(3.546)^2+(-3.952)^2+(-1.243)^2$
$+ (3.935)^2-52(43.028)/120 = 10.262$

وهكذا وحتي $171.842 = S^2s6$

8- $S^2s.i. = [1(v-2)] \Sigma sji^2 - [(v-2)(v^2-4v+1)s^2/r(v-1)(v-3)(v-4)]$

$S^2s.1 = (1/4)[(-1.110)^2+(5.696)^2+(1.081)^2+(-4.214)+(-1.453)$
$-52.(43.028) / 120 = 9.504$

وهكذا وحتي $105.972 = S^2s.6$

9- $S^2gi = (gi)^2 - [2(v-1)s^2/rv^2(v-3)]$

$S^2g1 = (-4.133)^2 - [10 (43.028)/432]= 11.810$

وهكذا وحتي $30.158 = S^2g6$

10- $S^2hi = hi^2-[(v-1)^2s^2/rv^2(v-2)(v-3)]$

$S^2h1 = (-3.526)^2- [25(43.028)/1728] = 16.086$

وبالمثل وحتي $39.913 = S^2h6$

وهذه الثوابت الإحصائية السابقة مهمة في وضع صورة كاملة عن التأثيرات الخاصة والعامة علي الأئتلاف ، وكمثال علي ذلك نقول إن إذا كانت تباينات $S^2ti... , s^2si , s^2di$ أعلي من تباينات $S^2t..i , S^2s.i$ إلخ ، في هذه الحالة وللحصول علي توليفة عالية المحصول فلابد من استخدم السلالة (i) كأحد الأباء في الأجداد الأبوية فضلاً علي استخدامها أيضا كأب كذلك فالأهمية النسبية the relative importance والخاصة بتباين S^2hi عند مقارنتها بتباين S^2t , S^2di, S^2si سوف تكون دليل يؤخذ في الاعتبار علي أن التأثيرات السلالية العامة The

وحدها فقط هي المهمة أو أن التأثير الثاني والثالث السلالي الخاص general line effect Or 2- line and three specific effect لابد وأن يؤخذ في الاعتبار لتقييم قدرة السلالات في برامج التربية .ولمزيد من التفاصيل يمكن الرجوع إلي ponnuswany وآخرين عام ١٩٧٤.

٧- تقدير مكونات التباين : Estimation of the variance components

حساب مكونات أو الثوابت التباين يمكن تحديدها في ثلاثة خطوات كما يلي :

أ- حساب الكميات gi , hi , sij , dij

وهذه أمكن الحصول عليها كما أوضحنا مسبقا ووضعت في جدول (٢-١٥) السابق وهذه الكميات سوف تستعمل في حساب الثوابت التالية:

1- T = Σ Σ Σ tijk(tikj+tiki) = (t123(t123 + t231) + (ti24) (t142 + t241) + …… + (t561) (t456+ t465) = 2947.992

2- Ds = Σ Σ dij(sij + sji)/2= 40.1255

3- Ss = Σ Σ sij sji = 92.5.864.

4- GH = Σ hi gi = 11.6478

ب- حساب المكونات الوسيطة Intermediary comp.

تحصلنا فيما سبق علي القيم التالية :

1- T = 2947.992	M(E) = 43.028
2- Ds = 40.1255	M(t) = 951.371
3- Ss = 92.586	M(g/h) = 939.189
4- GH = 11.648	M(d/s) = 639.202
	M (s/d) = 1120.700
	M(h/g) = 1543.310

حيث أن M (t) , M (E) الخ هي مجموع مربعات الانحرافات التي سبق الحصول عليها من جدول تحليل التباين السابق وعليه المكونات الوسيطة ستكون كما يلي :

1- $S^2e = M(E) = 43.028$

2- $S^2t = [(v^2-6v+6)(v^2-6v+7)/r(v+1)(v-1)(v-4)(v-5)][M(t) + [2rt/v (v^2-6v+7)(v^2-6v+6] - [1-2r/v^2 - 6v+7)(v^2-6v+6)M(E)] = -235.543$

3- $Stt = [(v^2-6v+7)/(v-1)(v-4)(v-5)][1/v)T + (1/r)M(t)+\{1-(1/r)\} M(E)] = 132.253$

4- $S^2d = [(v-3)/r(v-1)(v-4)][M(d/s) - [2r/(v-3)]stt - rs^2t - M(E) = -52.600$

5- $S^2ds = [1/v(v-3)][ds-[v(v-2)(v-3)/(v-1)(v-4)] \; stt - [v(v-3)/(v-1)(v-4)][s^2t+M(E)]] = -58.866$

6- $S^2s = [(v-2)(v2-3v+1)2/r(v-3)(v-1)2(v3-6v2+8v+1)][M(s/d)+4r(v-1)(v-3)ss(v-2)(v2-3v+1)2]-[r(3v4-21v3+41v2-32v+10)stt/(v-2)(v-4)(v2-3v+1)2] - rs2t\,[1+4/(v-4)(v2-3v+1)\,2\,] - [[1+4r/(v-4)(v2-3v+1)2]M(E) = 0.106$

7- $S^2ss = [2(v2-4v+1)/(v-1)(v-1)(v3-6v2+8v+1)][(s.s.)+(V=2)(v2-3v+1)\,M(s/d)\,2r\,(v-1)(v-3)(v2-4v+1)] - [(v6-11v5+44v4-77v3+55v2-qv-4)stt \,/\, 2(v-1)(v-3)(v-4)(v2-4v+1)]-[(v-2)(v3-5v2)s2t \,/\, 2(v-1)(v-3)(v-4)(v2-4v+1)]-[(v-2)[2r(v2-4v+2)+(v-4)(v2-3v+1)]\,M(E) \,/\, 2r\,(v-1)(v-3)(v-4)(v2-4v+1) = -55.714$

8- $S^2gh = [1/(v-1)\{GH-\{2(v-1)(sds+Sds+S2s)/(v-2)] - [2(v-1)^2Sss/(v-2) - \frac{2(v-1)2}{v(v-3)}\,stt - \frac{2(v-1)}{v(v-2)(v-3)}\,[s^2t + M(E)]] = -26.736$

9- $S^2h = [\frac{(v-1)}{rv(v-2)(v-3)}]\,[\,M(h)/g - \frac{v(v-3)}{(v-1)}s^2d - \frac{2(v-3)v}{(v-1)}S^2ds - (v-3)rs^2s + \frac{r(v+1)}{v-1}\,stt - rs^2t - M(E)] = 41.661.$

10- $S^2g = [\frac{2}{r(v-3)v}]\;[M(g/h) - \frac{2r(v-1)(v-3)}{(v-2)}\;S^2s - \frac{2r-(v-3)}{(v-2)}\;sss - \frac{2r}{(v-2)}\,stt - rs^2t - M(E)] = 0.693.$

وقد أوضح كل من Das , Ponnuswamy عام ١٩٧٣ أن مكونات التباين والتغاير للتأثيرات العامة s^2h , s^2g , S^2gh تعبر عن طرز التباين الإضافي × الإضافي فقط .وان S^2s , S^2ss تشمل علي المكون السيادي في حين S^2t , Stt مكونات تفوقيه خلاف التفوقية (الإضافي × الإضافي):

جـ- تقدير مكونات التباين الوراثي: Estimation of genetic variance

باستخدام المكونات الوسيطة والمحسوبة في الخطوة (ب) ، يمكن الحصول علي المكونات الوراثية التالية :

1- $s^2A = (1 / 227\ f)(44\ s^2h + 40\ sg^2 + 604\ dgh - 292\ s^2\ d - 584\ sds)$
$= 230.309\ (F=1)$

2- $S^2D = \frac{1}{127F2}[416s^2h - 352s^2g + 496sgh - 336s^2d - 672sds - \frac{1816}{3}\ s^2s + \frac{4540}{3}\ sss - 254s^2t - \frac{3556}{3}stt = -1819.39$

3- $S^2AA = [\frac{1}{227F2}][-832s^2h + 704s^2g - 992sgh + 672s^2d + (1344sds)] = -537.954$

4- $S^2AD = [\frac{32}{3F3}]\ [s^2s - sss + 4stt] = (32/3)\ [(-0.106) - (-55.714) + 4(133.253) = 3435.88$

5- $S^2DD = (\frac{1}{3F4})\ [116s^2s + 16Sss + 24s^2t - 32Stt] = 166.397$

ملاحظة : كما هو واضح أن قيم التباين الوراثي كانت سالبة وهذا غير طبيعي، حيث أنه من المفروض أن تكون كل القيم موجبة. لذا يجب إعادة الحسابات مرة أخري للتأكيد . ولابد وأن تشير إلي أن القيم الوسيطة في (ب) إذا كانت تحوز علي قيم سالبة فهي تؤول مباشرة إلي الصفر حتي نتجنب تلك القيم السالبة في النهاية.

هـ- التصميم المختلط من طراز A(AB) , A(BB)

Mixed mating designs A(BB) and A (AB)

هذا التصميم A(BB) , A(AB) ناتج توليفة ما بين تصميم الهجن الثلاثية Traillel والتصميم العاملي Factorial ، التصميم A(BB) يعني تلقيح كل مجموعة من أفراد (Al)لنسل ناتج من مجموعة من الهجن التبادلية Diallel الناتج من BB في حين يعني التصميم A(AB) تلقيح نسل AjBj إلي كل أفراد Al مع العلم بأن L =I وتحليل هذين النوعين من هذا التصميم حتي الأن لم يكتمل ولكن وبصفة عامة يمكن القول بأن التصميم A(BB) يشتمل علي خمسة تغايرات تصف علاقات القرابة وهذه يمكن تقديرها وفي حالة أختلاف معامل التربية الداخلية في كل المجموعتين الأبويتين يوجد هناك أربعة تغايرات أخري يمكن أيضا تقديرها . أما في حالة التصميم A(AB) فيمكن تقدير سبعة تغايرات لوصف علاقات القرابة وأربعة أخري في حالة أختلاف معامل التربية الداخلية بين المجموعتين الأبويتين $(FB) \neq (FA)$

و- التصميمات الثلاثية غير الكاملة : Incomplete three factor mating designs

كما هو الحال في حالة التصميمات غير الكاملة من طراز (AA) , (AB) يمكن عمل هذا النوع من تلك التصميمات.

ثالثا : التصميمات رباعية العوامل :Four factor mating design

وفي هذا النوع من التصميمات يمكن تتبع كل من الأبويين أو كل من الجدين أو علاقتين أعلا من الأبويين. ومن أمثلة هذا التصميم الهجن الرباعية الممكنة الحصول عليها بين مجموعة معينة من السلالات Quadriallel analysis وقد أقترح Cocherhan عدة موديلات بهذا الخصوص وهي موضحة في جدول (٢-١٧). ويفضل استخدام هذا النوع من التصميمات عندما يكون هناك تأكيد لأهمية التفوق epistasis ويعاب علي هذه التصميمات كثرة عدد الهجن الناتجة بزيادة أعداد السلالات الداخلة في عملية التهجين ويوضح جدول (٢-١٧) ملخص للتصميمات الثنائية والثلاثية والرباعية العوامل .

جدول (٢-١٧) : التصميمات الثنائية والثلاثية والرباعية العوامل:

Numbers of factors	Designs			No.of Cov.
	Column(1)	Column(2)	Solumn(3)	
Two	(AA)	(A/B)	(AB)	2 to 3
Three	(A(AA) (A(AB) (A(BB)	(A/B/C) (A/B/C) A/(B/C)	(A(BC) (A(B/C)	3 to 7
Four	(A(A(AA) (A(A(BBA) (A(B(AA) (B(A(AA) (B(B(AA) (B(A(BA) (C(B(AA) (C(A(BA) (A(C(BA)	(A(BC) (A(B(CD) A/B/(CD) A/B(CD) A(A(B/C) C(B/C/D) A(B/C/D) (A/B/C/D)	(AA)(AA) (AA)(AB) (AA)(BB) (AB)(AA) (A)(BC) (AB)(Ac) (AA)(B/C) (AB)(C/D) (A/B)(C/D)	4 to 15

١ – وجود العلامة [C] على اليسار تعنى عمل كل الهجن الممكنة فى صورة (A (AA) اى A نهجن مع كل افراد (AA) فى صورة عاملية Factorial

٢ -العلامة / تعني أن التهجين سيكون في صورة تصميم متشعب Nested فى حين العلامة ([ ) ([ )تعني التهجين سيكون في حالة factorial كما في حالة (AB , CD).

يلاحظ أن أفضل تصميم رباعي متشعب هو (A/B/C/D).التصميم العكسي لة (A/B/C/D) وأقل عدد من التغايرات التي تصف علاقة الأقارب بالنسبة للتصميمات رباعية العوامل هي أربعة ويوجد أيضا أربعة مكونات تباين . أما التصميم العاملي (A(B(CD) فهو يجوز علي أربعة عوامل عاملية عن ذلك خمسة عشر مكون تباين يمكن تقديرها من ١٥ تغاير هي التي تصف علاقة القرابة في هذه الحاله. ذا التصميم مقسم إلي أربعة مجاميع هي A,B,C,D ولكل منها معامل تربية داخلية خاص بها. وسوف نستعرض هنا مثالا تحليليا لكل التصميمات.

مثال عددي تحليلي :

عرف كل من Cockerham , Rawling عام ١٩٥٢ الهجين الزوجي بأنه الجيل الأول الناتج من التهجين ما بين الهجينين الفردين (A×B)(C×D) حيث أن D,C,B,A هي الأباء الأربعة التي تشترك في تكوين تلك الهجن الفردية . فإذا كان عدد الأباء هو (P) فأن عدد الهجن الزوجية الممكن تكوينها سيكون:

$$3(Pc_4)= 3[\frac{p!}{4!(P-4)!}]$$

وعلي ضوء ذلك ، فإذا كانت الأباء المشتركة هي ستة الهجن الممكن تكوينها ستصبح

$$3[\frac{6!}{4!(6-4)!}] = 3[\frac{6x5x4x3x2x1}{(4x3x2x1)(2x1)}] = 45$$

ويحتاج تنفيذ تصميم الهجن الزوجية أو الرباعية كما يسمي أحيانا إلي موسمين زراعيين بالإضافة إلي زيادة مقدار الجهد المبذول لتنفيذه في عمل الهجن وذلك عند مقارنته بتصميم الهجن التبادلية والهجن الثلاثية. ولكن وفي نفس الوقت فهو يمدنا بمعلومات قيمة ووافية عن طبيعة مكونات التباين الوراثي وخاصة الإأضافية وايضا يعطينا بمزيد من المعلومات عن التأثيرات الناتجة من عمل كل الهجن الممكنة المتحصل عليها فيما بين الأباء الداخلة.

وإيجاد الهجن الزوجينة سيكون بنفس أسلوب عمل الهجن التبادلية السابق الكلام عنها مع شرط واحد وهو ألا يظهر مرتين في نفس الهجين. فإذا كان لدينا ستة أباء فسوف يكون لدينا ١٥ هجين فردي حسب المعادلة،[n/(n-1)/2] وهذا الهجن الفردية الأبوية سوف تستخدم في عمل الهجن الزوجية التبادلية لإنتاج الهجن الزوجية أو الهجن الرباعية وبعبارة أخري لابد وأن تكون الهجن الناتجة ليست بعلاقة ما مع بعضها البعض عند تكوينها كما يتضح من الجدول التالي (جدول ٢- ١٨)

جدول ٢-١٨ الهجن الزوجية الممكن تكوينها بطريقة الهجن التبادلية (الآباء هجن فردية)

Crosses	12	13	14	15	16	23	24	25	26	34	36	36	45	46	56
12											X	X	X	X	X
13							X	X	X				X	X	X
14						X		X	X		X	X			X
15						X	X		X	X		X	X	X	
16						X	X	X		X	X		X		
23													X	X	X
24															
25											X	X			X
26										X		X		X	
34										X	X		X		
35															X
36														X	
45													X		
46															
56															

والموديل الإحصائي Statistical Model لهذا التصميم هي

$$Y(ij)(kl)m = M + rm + G(ij)(kl) + e(ij)(kl)m$$

حيث أن :-

$Y(ij)(kl)m$ هي قيمة أي هجين فردي لأي صفة معينة $(ij)(kl)$ منزرع في عدد قدره (m) من المكررات $(m = 1,2 \ldots\ldots\ldots r)$

M = المتوسط العام

rm = تأثير المكرر (m)

$G(ij)(kl)$ هي تأثير التركيب الوراثي genotypic للهجين الزوجي $(ij)(kl)$

$e(ij)(kl)m$ هي الخطأ العشوائي . أيضا فأن $G(ij)(kl)$ يمكن تفصيصها إلي المكونات التالية :

$$G(ij)(kl) = (gi+gi+gk+gl) + (sij+sik+sil+sjk+sjl+skl) + (sijk + sijl + sikl + sjkl) + (sijkl) + (tij+tkl) + (ti.k+ti.l+ti.k+tj.l) + (tij.k+tij.l+tkl.i+ tkl.i) + (tij.kl)$$

حيث أن :

gi = متوسط التأثير العام للسلالة i

Sij = تأثير تداخل السلالتين i,j وهذا يختلف حسب تكوين الهجين الفردي

Sijk = تأثير تداخل السلالات الثلاثة i,j,k بنفس ترتيبها

Sijk = تأثير تداخل السلالات الأربعة i,j,k,l بنفس ترتيبها الخاص Particular (--) (ij) arrangement

tij.kl = تأثير تداخل السلالات الأربعة I,j,k,l الراجع إلي الترتيب الخاص (-k) (ij)

ويمكن تتبع خطوات تحليل التباين حسب الخطوات التالية مع الاستعانة ببيانات جدول (٢-١٩) .

(أ) حساب المجاميع :Estimates of the sums

لحساب مجموع مربعات الإنحرافات في تحليل تصميم الهجن الرباعية، يلزم الأمر إجراء بعض الحسابات الخاصة والمهمة وهي كما يلي :

جدول ٢-١٩ بيانات محصول الحبوب للهجن الزوجية (الهجن الرباعية)

Cross	R-I	R-II	R-III	R-IV	Total
12×34	101.32	103.04	91.78	90.22	386.36
×35	77.08	76.36	97.36	95.32	346.16
×36	91.96	68.16	85.62	96.16	341.90
×45	92.46	99.66	77.64	88.42	358.18
× 46	91.62	89.18	105.32	80.26	366.38
×56	82.62	78.74	78.47	84.78	324.88
13×24	72.18	74.02	72.28	82.74	301.22
×25	77.68	82.96	93.66	90.48	344.78
×26	108.72	110.14	109.28	104.36	432.50
×45	85.46	69.64	86.28	68.96	310.34
×46	80.38	92.66	96.76	114.14	383.94
×56	90.48	96.12	92.44	98.22	377.26
14×23	72.46	82.98	69.16	80.24	304.84
×25	90.26	76.76	75.12	75.02	317.16
×26	11.26	108.12	107.26	101.30	433.94
×35	123.46	135.62	135.98	140.28	535.34
×36	118.94	97.06	96.44	106.48	418.92
×56	97.56	117.72	95.86	86.58	391.72

تابع جدول ٢-١٩ بيانات محصول الحبوب للهجن الزوجية (الهجن الرباعية)

Cross	R-I	R-II	R-III	R-IV	Total
15×23	109.78	107.56	92.86	112.62	422.82
×24	96.22	110.38	111.62	91.78	410.00
×26	114.32	115.26	110.28	100.36	440.22
×34	84.96	91.78	89.52	85.92	352.18
×36	66.92	78.92	87.98	89.68	424.50
×46	111.48	102.76	123.54	118.42	456.20
16×23	92.42	84.92	990.14	76.08	352.56
×24	69.48	62.06	62.12	75.12	268.78
×25	92.48	107.82	109.44	84.38	394.12
×34	106.82	117.76	112.84	129.48	466.90
×35	103.92	93.14	110.06	88.76	395.88
×45	82.44	89.76	86.42	97.06	355.68
23×45	60.10	68.22	49.86	78.84	257.02
×46	62.46	65.72	66.58	57.42	252.18
×56	88.08	87.26	96.84	106.84	379.02
24×35	99.32	108.66	128.14	110.38	44.50
×36	96.92	87.54	87.26	100.84	372.56
×56	89.92	103.86	87.64	97.46	387.88
25×34	79.36	69.94	91.46	84.78	325.24
×36	70.16	77.12	75.78	70.22	293.28
×46	87.68	72.26	85.02	87.16	442.12
26×34	69.58	78.26	89.92	69.92	307.68
×35	75.42	84.18	84.08	74.96	318.64
×45	54.42	54.74	60.98	62.94	233.08
34×56	63.94	80.62	62.78	78.56	285.90
35×46	78.62	75.96	75.92	89.32	319.82
36×45	69.72	85.22	83.86	82.64	321.44
Total	3957.84	4014.62	4088.66	4085.90	1647.02

ولحساب مجموع مربعات الانحراف ، يلزم اجراء الحسابات الخاصة التالية :

١- $y(ij)(kl)m$ = قيمة الهجين الزوجي (ij)(kl) في أي مكررة من المكررات (جدول ٢-١٩)

وعدد هذه القيم هو $r\,p\,p_1\,p_2\,p_3 / 8 = \frac{3x4x5x6x4}{8} = 180$

والمجموع الكلي لهذه هو .... y

إذن r = 4 وهي عدد المكررات

$P = 6$ وهي عدد الأباء

$5 = (6 - 1) = P_1$

$4 = (6 - 2) = P_2$

$3 = (6 - 3) = P_3$

٢- $y(ij)(kl)$ = قيمة الهجين الزوجي علي مستوي جميع المكررات. وهذه موضحة في الجدول السابق (العمود الأخير) وعدد القيم $45 = p\, p_1\, p_2\, p_3/8$

٣- $yijkl$ = مجموع الهجين الزوجية المشترك في تكوينها السلالات الأربعة i,j,k,l

فعدد القيم (الملاحظات)/ مجموع = $3r = 3x4 = 12$

عدد القيم (الملاحظات) لكل المجاميع = $p\, p_1\, p_2\, p_3 / 24$

والمجموع الكلي لكل هذه المجاميع هو $y....$

ويمكن الحصول علي هذه المجاميع بهذه الطريقة بالاستعانة بالجدول السابق

$$\gamma_{1234} = y_{(12)(34)} + \gamma_{(13)(23)} = \gamma_{(14)(23)}$$

$$= 386.36 + 301.22 + 301.22 + 304.84 = 992.42$$

$$\gamma_{1235} = \gamma_{(12)(35)} + \gamma_{(13)(25)} + \gamma_{(15)(23)}$$

$$= 346.16 + 344.78 + 422.82 = 1113.76$$

$$\gamma_{1236} = \gamma_{(12)(36)} + \gamma_{(13)(26)} + \gamma_{(16)(23)}$$

$$= 341.90 + 432.50 + 352.96$$

وبالمثل فأن :-

$$\gamma_{1245} = 1085.34\ .\ y_{12346} = 1069.10\ ,\ y_{1256} = 1159.22$$

$$\gamma_{1345} = 1197.86\ ,\ \gamma_{1346} = 1269.76,\ \gamma_{1356} = 1096.64,\ \gamma_{1456} = 1203.60$$

$$\gamma_{3456} = 927.16$$

ولابد وأن يكون المجموع الكلي لهذه القيم يساوي .... $\gamma.$ = 16147.02

٤- حساب $y_{(ij)(k.)}$ = وهي مجموع كل الهجن الزوجية مع الهجين الفردي ij والجد k في الهجين الفردي المقابل.

- عدد القيم $= r\, p_3 = 4\times3 = 12$

- مجموع القيم $Rp_1p_2/2 = 6\times5\times2/2 = 60$

المجموع الكلي= 4γ

$\gamma_{(12)(3.)} = y_{(12)(34)} + y_{(12)(35)} + y_{(12)(36)}$

$= 386.36 + 346.16 + 341.90 = 1074.42$

$\gamma_{(12)(4.)} = y_{(12)(45)} + y_{(12)(46)} + y_{(12)\,y(34)}$

$= 358.18 + 366.38 + 386.36 = 1110.92$

وبالمثل يمكن حساب القيم بهذه الصورة :

γ (12)(5.). = 1029.22

γ (12)(6.). = 1033.16

γ (13)(2.). = 1078.50

γ (13)(4.). =995.50

γ (13)(5.). = 1032.38

γ (13)(6.). = 1193.70

γ (14)(2.). = 1055.94

γ (14)(3.). = 1259.10

γ (14)(5.). = 1244.22

γ (14)(6.). = 1244058

γ (23)(5.). = 1058.86

γ (23)(6.). = 983.76

γ (24)(1.). = 980.00

γ (24)(3.). = 1120.28

γ (24)(5.). = 1244.38

γ (24)(6.). = 1029.22

γ (25)(1.) = 1056.06

γ (25)(3.) = 963.30

γ (25)(4.). = 974.52

γ (15)(2.) .= 1273.04

γ (15)(3.). = 1098.50

γ (13)(4.). = 1218.38

γ (15)(6.).=1219.92

γ (16)(2.). = 1015.46

γ (16)(3.).= 1215.34

γ (16)(4.). = 1091.36

γ (16)(5.). = 1145.68

γ (23)(1.). = 1080.22

γ (23)(4.) = 814.(4.)

γ (35)(2.). = 1111.30

γ (35)(4.). = 1301.66

γ (35)(6.). = 1034.34

γ (36)(1.). = 1084.32

γ (36)(2.). = 1007.74

γ (36)(4.). = 1112.92

γ (36)(5.). = 938.22

γ (45)(1.). = 1024.20

γ (45)(2.). = 848.28

γ (25)(6.) = 1019.52

γ (26)(1.) = 1306.66

γ (26)(3.) = 1058.82

γ (26)(4.) = 974.70

γ (26)(5.)=991.94

γ (34)(1.) = 1205.44

γ (34)(2.) .=1019.28

γ (34)(5.). = 963.32

γ (34)(6.). = 1060.48

γ (35)(1.). = 1277.38

γ (45)(3.). = 888.80

γ (45)(6.). = 910.20

γ (46)(1.). = 1206.52

γ (46)(2.). = 950.68

γ (46)(3.). = 955.94

γ (46)(5.). = 1108.14

γ (56)(1.).=1093.86

γ (56)(2.) = 1091.78

γ (56)(3.) = 1042.18

γ (56)(4.) = 105.50

Check sum = 64588.08 = 4(16147.23)

٥- حساب ..yijk وهي مجموع الهجن الزوجية المشتركة مع السلالات k, I, j كأجداد أبوية بأي صورة in any order

- عدد القيم / مجموع = 3rp3 = 3×4×3 = 36

- عدد القيم of Such sum = p p1 p2 / 6 = 6 x 5 x 4 / 6 = 20

- المجموع الكلي = ... 4 y

γ 1234.. = y1234 + y1235. + y1236

= 992.42 + 1113.76 + 1126.96 = 3233.14

= γ (12)(3.). + γ (13)(2.) + γ (23)(1.).

γ 124.. = γ (12)(4.)+ γ (14)(2.) + γ (24)(1.)

= 1110.92 + 1055.94 + 980.00 = 3146.86

وبالمثل

γ 125.. = 3358.32

γ 126.. = 3355.28

γ 134.. = 3460.04

γ 136.. = 3493.36

γ 145.. = 3486.80

γ 146.. = 3542.46

γ 135.. = 3408.26 γ 156.. = 349.46

γ 234.. = 2053.60 γ 345.. = 3153.78

γ 235.. = 3133.46 γ 436.. = 3129.34

γ 236.. = 3050.32 γ 356.. = 3014.7

γ 245.. = 3067.18 γ 456.. = 3083.84

γ 246.. = 2954.60

γ 256.. = 3103.24 – Check = sum = 64588.08 = 4(16147.02)

٦- حساب y(ij) وهي مجموع الهجن الزوجية مع الهجن الفردية الفردية ij

- عدد القيم (الملاحظات) / مجموع = rp2p3/2 = 4x4x3/2

- عدد القيم pp1/2 = 6×5 /2

- المجموع الكلي للقيم γ2

γ(12)(..) = γ(12)(34). + γ(12)(35) + γ(12)(36) + γ(12) (45)

+ γ(12)(46) + γ(12)(56)

= 386.36_346.16+341.90+358.18+366.38+324.88 = 2123.86

وبالمثل γ(13)(..) = 2150.04, γ(14)(..) = 2401.92, γ(15)(..) = 2404.92

γ (16)(..) = 2233.92, γ(23)(..)=1968.44, γ(24)(..) = 2186.94

γ(25)(25)(..) = 2006.70, γ(26)(..) = 2166.06 , γ(34)(..) = 2124.26

γ(35)(..) = 2362, γ(36)(..) =2071.60, γ(45)(..) = 1835.74

γ(46)(..) = 2110.64, γ(56)(..) = 2146.66

Check = sum = 32294.04 = 2(16147.02)

٧- حساب (j.) (i.)_γ = مجموع الهجن الزوجية مع الأجداد الأبوية السلالية j , I في مختلف الهجن الفردية

- عدد القيم يساوي rp2p3 = 4×4×3 = 48

- عدد المجاميع = pp2/2=6×5/2=15

- المجموع الكلي للمجاميع =..... γ4

γ(1.)(2.) = γ(13)(2.)+ γ(14)(2.)+ γ(15)(2.)+ γ(16)(2.).

= 1078.50+1055.94+123.04+1015.46

= 4422.94

وبالمثل

γ(1.)(3.).=4647.36	γ(2.)(6.).=4065.66
γ(1.)(4.).=4416.16	γ(3.)(4.).=4224.12
γ(1.)(5.).=4451.50	γ(3.)(5.).=3992.78
γ(1.)(6.).=4691.36	γ(3.)(6.).=4272.28
γ(2.)(3.).=4216.82	γ(4.)(5.).=4560.06
γ(2.)(4.).=3874.18	γ(4.)(6.)=4244.48
γ(2.)(5.).=4324.40	γ(5.)(6.)=4183.98

Check : sum 64588.08

<u>٨- حساب ...ij</u>   وهي مجموع 72 = 3rp2p3/2=4×3×4×3/2

- عدد المجاميع pp1/2=6×5/2=15

- المجموع الكلي = ...γ6

γ12...=γ1234._ γ1235.+ γ1236.+ γ1245.+ γ1246.+ γ1256.

= 992.42+1113.76+1126.96+1085.34+1069.10+1159.22=6546.80

=(1/2)(γ123..+ γ124..+ γ125..+ γ126..)

= (1/2)(3233.14+3146.86+3358.32+3355.28)=13093.60/2

= 6546.80

وبالمثل

γ13...=6797.40	γ24...=6061.12	γ36...=6343.88
γ14...=6818.08	γ25...=6331.10	γ45...=6395.80
γ15...=6856.42	γ25...=6231.72	γ46...=6355.12
γ16...=6925.28	γ34...=634838	γ56...=6330.64
γ23...=6185.26	γ35...=6355.12	

Check : Sum = 96882.12=6(16147.02)

٩- حساب γ ...i وهي مجموع الهجن الزوجية مع السلالة كأحد الأجداد الأبوية

- عدد القيم (الملاحظات) مجموع 120= $rP_1P_2P_3/2=4\times5\times4\times3/2=4\times5\times4\times3/2$

- عدد المجاميع p = 6

- المجموع الكلي للمجاميع = $\gamma 4$.....

$\gamma 1....=(1/3)(\ \gamma 12...+\gamma 13...+\gamma 14...+\gamma 15...+\gamma 16...)$

$=(1/3)(6546.80+679.40+6818.08+6856.42+6925.28)$

$33943.98/3=1134.66$

$= (1/2)(\ \gamma(1.)(2.).+ \gamma(1.)(3.)+ \gamma(1.)(4.)+ \gamma(1.)(5.)+ \gamma(1.)(6.)$

$=(1/2)(4422.94+4947.36+4416.16+4416.16+4451.50+4691.36$

$= 226229.32/2=11314.66$

وبالمثل $\gamma 2....=10452.00$, $\gamma 3...=1076.68$

$\gamma 4....=10659.50$, $\gamma 5....=10756.36$

$\gamma 6....=10728.88$

Check : sum = 64588.08

١٠- المجموع الكلي ....γ = 16147.02

<u>(ب) مجموع مربعات الإنحرافات Sum of squares</u>

1- Correction Factor : $C = 8\gamma^2.../r\ p_1\ p_2\ p_3$

$= 8(16147.02)^2/(4\times6\times5\times4\times3)$

$= 1448479.1938$

2- Total s.s = M $=\Sigma\ \gamma^2(ij)(kl)m^{-c}$

$= 1502649.2724\text{-}C= 54170.0786$

3- Replication s.s (R) $= (8\Sigma\ \gamma^2......_m)\ p_1\ p_2\ p_3\ ^{-c} - C$

$= 1448742.0137\text{-}C = 262.8199$

4- Hybrids (or) treatments s.s = H = $(\Sigma\ \gamma^2(ij)(kl)/r)\text{-}C.f$

$= 1491647.8919 - C= 43168.6981$

5- Error s.s = E = M-R-H = 10738.5606

1-Line general s.s = G = $(2\sum \gamma^2 i..../rp_2p_3p_4) - (4p_1p_4)c$

= 1449855.3644-10c = 8758.4264

2- Line specific s.s = s_2 = $(2\sum \gamma^2 ij.../3p_4p_5)-(6p_3p_3/p_4p_5)c$

$- (3p_3/p_5)G$

= (2/24)(626738331.4288)-36c-9C-9= 4117.4712

3- Line specific s.s = s3 = $(\sum \gamma^2$ ijk./3rp6)-(4p3/p6)^c

= (3p4/p6)G-(2p5/p6)s2

= (209310429.9032/12)-12c-6G-2s2

= -0.0012

4- Line specific s.s = S4 = $(\sum \gamma^2$ ijkl.)3r)-c-G-s2-s3

= 1461355.0905-c-G-s2-s3

= -0.0012

2- line arrangement s.s = T2 =$(2\sum \gamma^2$(ij)(..)/rp1p2

+ $(\sum \gamma^2$(i.)(j.)/rp1p2)-$(2\sum \gamma^2$ij.../3rp1p2)

= [2(69870384.2672)/4x5x4]

= (278861706.0544/80-(2/240)

(626738331.4288)=9711.5038

3- line arrangement s.s = T3=$(\sum \gamma^2$(ij)(k.)./rp3

- $(\sum \gamma^2$ijk../3rp2)-(2p2/p3)T2

= 5857418.4623-(209310429.9032/36)

-(8/3)T2 = 17342.5104

4- line arrangement s.s = T4$(\sum \gamma^2$(ij)(kl./3r)-T2-T3

= 1491647.8919 -1461355.0905-T2-T3

= 3238.7872

ويمكن بعد ذلك عمل جدول تحليل التباين التالي (جدول ٢-٢٠)

جدول ٢-٢٠ تحليل التباين في حالة تصميم الهجن الزوجية أو الرباعية لبيانات التجربة السابقة لصفة المحصول

Source	d.f	M.S	
Replications	(r-1) = 3	87.6066	R
Total	3rc4-1·=179		
Hybrids	36C4-1 =44	981.1068	H
Error	(r-1)(36C4-1) =132	81.3527	E
1-Line general	P1=5	1751.6852	G
2-line specific	Pp3/2 = 9	457.4968	S2
3- Line specific*	Pp1ps/6	-0.0002	S3
4- Line specific*	Pp1p2p7/24	-0.0004	S4
2- line arrangement	Pp3/2=9	1079.0560	T2
3- line arrangement	Pp2p4/3=16	1083.9069	T3
4- line arrangement	Pp1p4p5/12=5	269.8989	T4

* العدد الأدنى للسلالات المشتركة في تكوين تصميم الهجن الزوجية أو الرباعية هو ثمانية سلالات. فإذا كانت p =7 فأن التأثير السلالي الثلاثي والرباعي الخاص 3.4 Line sp يمكن أن يعامل علي أنه مجموع فردي خاص as specific single sum بدرجات حرية = ١٤. أما إذا كانت p=6 فيكون هناك مجموع مربعات لتأثير سلالي ثنائي خاص واحد فقط 2-Line specific sum بتسعة درجات حرية فقط. كذلك بالتباين الراجع إلي التأثير السلالي الثلاثي والرباعي الخاص لا يمكن تقديره وقد تحصلنا هنا لهما علي قيم سالبة.

(جـ) حساب تكوين التباين Estimates of components of variances

سوف نستخدم المعلومات التي أمكن الحصول عليها من الجدول السابق في إيجاد مكونات التباين المطلوبة كما يلي :.

$S^2t_4 = (T_4 - E)/r = (269.8989 - 81.3527) = 47.1366$

$S^2 \ = (T_3 - T_4)/rp_3 = (\ 1083.9069 - 269.8989)/12 = 67.8340$

$S^2t_2 = (3/r\ p_1\ p_2)[T_2 - 2p_2 / p_3)T_3 + (p_1/p_3)T_4] = (3/80)[1079.0560 - (8/3)$
$(1083.9069) + (5/3)(269.8989)] = -51.0574$

$S^2s_4 = (S_4 - E)/3r = (-0.0004 - 81.3527)12 = -6.7794$

$S^2s_3 = (S_3 - S_4)/3r\ p_6 = (-0.0002 + 0.0004)/12 = 0.00001$

$S^2s2 = (2 / 3r\ p_4\ p_5)[S2 - (2p_5 / p_6)S_3 + (p_4 / p_6)S_4] = (2/24)[457.4968 - 2$
$(-0.0004)] = 38.1247$

$S^2g = (2/r\ p_2\ p_3\ p_4)[(G - 3\ p3 / p6)\ S_2 + (3\ p_2 / p_6)S_3 - (p_2\ p_3 / p_5\ p_6)S_4]$
$= (2/96)[17151.6852 - 9(457.4968.4968) + 12(-0.0002) - 12(-0.0004)$
$= -492873$

(د) حساب مكونات التباين الوراثي : Estimates of components of variances

يمكن من مكونات التباين المتحصل عليها في الخطوة السابقة حساب مكونات التباين الوراثي التي نسعي إليها. وأن يكون واضحا أن هذه المكونات يشترط أو يفترض بأن يكون الموديل المستخدم هو موديل وراثي محدد a restricted genetic model وهذا ما أوضحة كل من Rawling , Cocherhan عام ١٩٦٢. كذلك ، مكونات التباين الوراثي الستة التي سنقدرها الآن تعتمد في تقديرها علي إيجاد المتوسط الموزون weighted average لأثنين من المكونات التباينية المتحصل عليها في الخطورة السابقة وهما S^2t4 , S^2s4 ويطلق علي هذا المتوسط بـ " K" حيث أن قيمة $(S^24 + S^2t4)/2 = K$ ' وفي مثالنا الذي نحن بصددة الان تساوي 20.1786

والآن يمكن تقدير المكونات الوراثية الستة كما يلي :

$S^2_{10} = (4/3f)\ [6s^2g - 3S^2s3 + 2S^2s3 + (4/3)\ S^2ts3 + 2K]$
$= (4/3)\ [6(-49.2873) - 3\ (38.1247) + 2\ (0.00001) + (4/3)$
$(-51.0574) - 2\ (67.8340) + 2(20.1786)] = -764.91$

$S^2_{01} = (8/f)\ 2\ (2St_2 - 4s2t_3 + 3k) = (8/1)[2(-51.0574) - 4(67.8340) +$
$3(20.1786)] = 2503.3200$

$S^2_{20} = (32/f^2)\ [S^2s_2 - S^2_{s3} - (4/9)\ S^2t_2 + S^2t_3 - K] = 32\ [\ 38.1247 - (4/9)$
$(-51.0574) - 0.00001 + 67.8340 - 20.1786\ ] = 3471.1126$

$S^2_{11} = (128 / f^3)(s^2 t_3 - k) = 128\ 967.8340 - 201786) = 6099.8912$

$S^2_{02} = (128/f^4)K = (s^2S_3\text{-}S^2T_3\text{+}K)\text{=}(256/3)(-67.8340+\ 20,1786+0.00001)$

$= - 4066.5941$

حيث أن :

S^2_{10} = Additive genetic variance

التباين الوراثي الإضافي او المضيف

S^2_{01} = **Variance due to dominance deviation.**

التباين الراجع للأنحرافات السيادية

S^2_{20} = Additive x additive component of variance

التباين الإضافي × الإضافي

S^2_{02} = Dominance x dominance component of variance

التباين السيادي × السيادي

S^2_{30} = additive x additive x additive component of variance

التباين الإضافي × الإضافي × الإضافي

(هـ) حساب تأثيرات قدرة الائتلاف : Combining Ability Effects

١ـ متوسط تأثير السلالة (i):

1- Average effect of line i = $[\gamma i\ \ldots. / (r\ p_1\ p_2\ p_3 / 2)] - M$

حيث أن :

$u = \gamma \ldots../(p_1p_2p_3/8) = 16147.02/(4\times6\times5\times4\times3/8)$

$= 16147.02/180$

$= 89.70566$

وكذلك فإن

$g_i = [(\gamma i\ldots./(4\times5\times4\times3/2] - 98.7057$

$g_1 = (\gamma,\ldots../120)\text{-}89.7057$

$= (11314.66 / 120) - 89.7057 = 4.583$

وبالمثل فإن

$g_2 = -2.605$, $g_4 = -0.877$, $g6 = -0.298$, $g_3 = -0.733$, $g_5 = -0.069$,

Check : $\Sigma gi = 0$

2- The two – line interaction effect of line i and j appearing together of arrangement .

$$= S_2 ij = [\gamma ij.../(3rp_2p_3/2)] - M\text{-}gi - gj$$

أي تقدير التداخل للتأثير الثنائي للسلالة i , j اللتان تظهران معا بغض النظر عن الترتيب والأن:

$S2(12) = [\gamma_{12}.../(3\times4\times4\times3/2)] - M\text{-}g_2 - g_2 = (6546.80/72) - 89.706 - 4.583 - (-2.606) = -0.755$

وبالمثل فإن

$S_{13} = 0.853$ $S_{24} = 2.040$ $S_36 = -0.656$ $S_{14} = 1.284$

$S_{25} = 0.901$ $S_{45} = 0.0.71$ $S_{15} = 1.008$ $S_{26} = -0.250$

$S_{46} = -0.266$ $S_{16} - 2.194$ $S_{34} = 0.076$ $S_{56} = -1.413$

$S_{23} = -0.460$ $S_{35} = -0.639$

Check = $\Sigma S2(sij) = 0$

3- The three – line interaction effects of lines i.j and k and k appeasing irrespective of arrangement .

$$= S_3ijk = (\gamma ijk../3rp_3) - M - gi - gk - sij - sik - sjk$$

أي تقدير التداخل للتأثير السلالي i , j , k الثلاثي التي تظهر بغض النظر عن الترتيب

$S_{3\,(123)} = S_{123} = [\gamma_{123}../(3x4x3)] - 89.7057 - g_1 - g_2 - g_3 - s_{12} - S_{13} - S_{23}$
$= (3233.14/36) - 89.7057 - 4.583 - (-2.606) - (-0.773) - (-0.755) - 0.853 - (-0.460) = 0.778$

وبالمثل فإن :

$S_{124} = 1.882$ $S_{136} = 1.298$ $S_{235} = 0.941$ $S345 = -0.070$

$S_{125} = 0.519$ $S_{145} = 1.150$ $S_{236} = -0.063$ $S346 = 0.118$

$S_{126} = 629$ $S_{146} = 2.075$ $S_{245} = 0.114$ $S356 = -2.246$

$S_{134} = 1.221$ $S_{156} = 0.385$ $S_{246} = -1.297$ $S456 = -1.192$

$S_{135} = -0.035$ $S_{234} = -1.020$ $S_{256} = 0.230$

Check $= \Sigma S3ijk = 0$

4- The 4- Line interaction effect of lines I, j , k y and L appearing together irrespective of arraignment .

- التأثير السلالي الرباعي التداخلي بين السلالاتI , j , K , L بغض النظر عن الترتيب :

$Sijkl = S_4(ij)l = [\gamma ijkl. / (3r)]-M-gi - gj - gk - gl - sij - sik - sil- sjk - sjl - sijk - sijkl - Sikl - Sjkl$

Thus , $S_{1234} = [\gamma_{1234} /(3x4)]- u - g_1 - g_2 - g_3 - g_4 - S_{12} - S_{13} - S_{14} - S_{23} - S_{23} - S_{34} - S_{123} - S_{124} -S_{134} -S_{234}$

$= (992.42/12) - 89.7057 - 4.583 - (-2.606) - (-0.733) - (-0.877) - (0.755) - 0.853 - 1.284 - (-0.460) - (-2.040) - 0.076 - (-0.778) - (-1.882) - 1.221 - (-1.021) = -3.869$

وبالمثل فإن :-

$S_{1235} = 0.378$ $S_{1345} = 2.153$ $S_{2346} = -1.487$ $S_{1236} = 1.158$

$S_{2346} = 5.380$ $S_{2356} = 0.143$ $S_{1246} = -1.109$ $S_{1456} = 1.958$

$S_{1256} = 1.838$ $S_{2345} = 2.296$ $S_{3456} = -4.244$

Check : Σ Sijkl = 0

5- The 2 line interaction effect of line i and j due to particular arrangement (ij) (--) .

التأثير السلالي الثنائي التداخلي ما بين السلالة i , j بالترتيب الخاص (--) (ij)

$= t_{(ij)(--)} = t_{2ij} = [\gamma(ij)(..) . / (rp_2p_3/2)] - M - gi - gj - si$

Thus , $t_{(12)(--)} = [\gamma(12)(..). / (4\times4\times3/2)] - M - g_1 -g_2-S_{12}$

$= (2123.86 / 24) - 89.7057 - 4.583 - (-2.606) - (-0.755)$

$= -2.438$

وبالمثل فأن :

t(13)(--) = -4.824 t(24)(--) = 6.940 t(36)(--) = -1.793

t(14) (--) = 5.384	t(25)(--) = -4.319	t(15)(--)=4.977
t(26)(--) = 3.701	t(45)(--) = -12.341	t(16)(--) = -3.105
t(34)(--) = 0.339	t(46) (--) = -0.322	t(23)(--)=-3.888
t(35)(--) = 10.166	t(56)(--) = 1.518	

6- The 2 line interaction effect of line i and j due to the Particular arrangement (i-) (j-)

= t2i.j = t(i-)(j-)

= [γ(i.)(j.)/(r p2 p3)]- M-gi – gj – sij

التأثير السلالي الثنائي التداخلي للسلالات i , j والراجع إلي الترتيب الخاص (i-)(j-)

t(1-)(2-) = [γ(1.)(2.)./(4×4×3)] - 89.7057 - g_1 - g_2 -g_{12}

= (4422.94 / 48) - 89.7057 - 4.58 - (-2.606) - (-0.755)=1.217

وبالمثل فإن :

t(1-)(3-) = 2.411	t(2-)(6-) = -1.850	t(1-)(4-) – -2.692
t(3-)(4-) = -0.169	t(1-) (5-) = -2.488	t(3-)(5-) = -5.082
t(1-)(6-) = 1.552	t(3-)(6-) = 0.986	t(2-)(3-) = 1.944
t(4-)(5-) = 6.170	t(2-)(4-) = -3.471	t(4-)(6-) = 0.161
t(2-)(5-) = 2.160	t(5-)(6-) = - 0.759	

Check = Σ t2i.j = 0

7 - The 3 line interaction effect of line i , j and k due to the Particular arrangement (ij) (k-)

التأثير السلالي الثلاثي التداخلي بين السلالات I , j ,K الراجع إلي الترتيب الخاص (ij)(k-)

(ij) (k-) = t3ij.k = t(ij)(k-) = [γ(ij)(k-)./rp3] –M-gi

- gi – gk – sij – sik – sijk – t2ij – t2i,k – t2j.k

وكمثال علي ذلك :

t(12)(3-) = (γ(12)(3.)./12)-M-g_1-g_2-g_3-S_{12}-S_{13}-S_{23} – S_{123}

- $t_{(12)(--)}$ – $y_{(1-)(3-)}$ – $t_{(2-)(3-)}$

= (1074.42/12)-89.706 – 4.583 – (-2.666)-(-0.733)-(-0.755)

$$- 0.853 - (-0.460) - (-0.778) - (-2.438) - 2.411 - 1.944$$
$$= - 2.197$$

وبالمثل :-

t(12)(4-)=13.760	t(16)(5-)=5.730	t(34)(2-)=4.083	t(46)(5-)=1.593
t(12)(5-)=-4.57	t(23)(1-)=0.469	t(34)(5-)=-8.775	t(56)(1-)=-5.52
t(12)(6-)=-4.375	t(23)(4-)=-6.680	t(34)(6-)=0.052	t(56)(2-)=2.953
t(13)(2-)=1.728	t(23)(5-)=8.008	t(35)(1-)=1.686	t(56)(3-)=5.774
t(13)(4-)=-5.469	t(23)(6-)=2.091	t(35)(2-)=-8.702	t(56)(4-)=-4.72
t(13)(5-)=3.752	t(24)(1-)=-11.211	t(35)(4-)=4.700	
t(13)(6-)=4.813	t(24)(3-)=2.597	t(35)(6-)=-7.851	
t(14)(2-)=-2.548	t(24)(5-)=3.229	t(36)(1-)=-8.848	
t(14)(3-)=1.186	t(24)(6-)=1.555	t(36)(2-)=0.947	
t(14)(5-)=-2.237	t(25)(1-)=0.309	t(36)(4-)=7.619	
t(14)(6-)=-1.784	t(25)(3-)=0.692	t(36)(5-)=2.076	
t(15)(2-)=4.446	t(25)(4-)=-2.370	t(45)(1-)=6.015	
t(15)(3-)=-5.438	t(25)(6-)=5.687	t(45)(2-)=-0.858	
t(15)(4-)=3.779	t(26)(1-)=6.916	t(45)(3-)=4.054	
t(15)(6-)=-.206	t(26)(3-)=3.037	t(45)(6-)=3.126	
t(16)(2-)=-4.843	t(26)(4-)=-1.239	t(46)(1-)=3.604	
t(16)(3-)=4.039	t(26)(5-)=-8.641	t(46)(2-)=2.794	
t(16)(4-)=1.819	t(34)(1-)=-4.283	t(46)(3-)=-7.669	

رابعا : التصميمات أحادية العوامل : One factor mating designs

هذا التصميم يمكن من خلاله تقدير التباين الوراثي في صورة معادلة واحدة حيث لا يمكن تقصيص التباين الوراثي الكلي إلي مكوناته المختلفة. ويمكن استخدامه في حالات كثيرة منها السلالات الخضرية وذلك لعمل مقارنة فيما بينها ويستخدم أيضا في حالة المقارنة ما بين الأجيال المختلفة مثل مقارنة الجيل الخامس والرابع والثالث، كذلك مقارنة الأصناف لإظهار الأختلافات فيما بينها وعموما فهو يستخدم في تجارب أختبارات المحصول ويوضح الجدول التالي تحليل التباين لهذا النوع من التصميمات (جدول ٢-١٢)

جدول (٢-١٢) تحليل التباين في التصميمات إحادية العوامل :-

Source	d .f	E.M.S
Replications	(k-1)	
Progenies	(p-1)	S^2+kS^2p
Error	(k-1)(p-1)	S^2

ويلاحظ في هذا الجدول أن S^2p هو مكون التباين الراجع إلي النسل وهو ما يساوي الضبط تغاير الأخوة الأشقاء S^2C = Cov full - sibs وأيضا يساوي Cov. F: AB وذلك إذا أستخدم أنماط مختلفة من النسل مثل A(BC) أو A(B(CD)) أو (AB)(CD) وفي هذه الحالة يكون التباين الراجع لهذه الأنسال يساوي علي التوالي Cov f A(BC) , C f A (B(CD) or Cf (AB)(CD)

وإذا كانت الأنسال عبارة عن سلالات خضرية فأن S^2p تمثل مكون التباين الوراثي الكلي أيضا.

٢-٢ المكونات الوراثية للتغايرات التي تصف علاقة القرابة ما بين المواد الوراثيـة غيـر السلالية:

Genetic Content of covariance's of non-intred relatives :

أوضحنا فيما سبق تحليل التباين لمختلف التصميمات التي تصف علاقة القرابة في صورة تغايرات. ومن المهم أن يكون هناك بعض الفروض الخاصة والواجب توافرها حتي يمكن الاستفادة من مكونات التباين والتغايرات ما بين الأقارب التي تصف هذه العلاقات وهذه الفروض هي :-

a) Regular diploid and solely mendolin inheritance .

b) No environmental correlations among relatives .

c) No linkage.

d) The relative are not inbreed.

e) The relatives can be considered to be member of some non – inbred populations.

يمكن أعتبار الأقارب تحت الأختبار كأفراد مختارة عشوائي من عشيرة كبيرة وأفرادها غير سلالية. وبالإضافة إلي هذه الافتراضات الهامة، هناك عدة أفتراضات أخري لابد من توافرها مثل:

- No position effect.
- No computational effect not wholly accounted for by the error component of variance .

ويعني الفرض الأخير بألا يكون هناك تأثير ذو وزن كبير لتأثير المتاقبة علي قيمة مكون تباين الخطأ التجريبي. ويمكن إجراء تطبيق التصميمات السابقة في حالة (amphidiploids التضاعف الهجيني) ولا يصح تطبيقها علي حالات autotetraploids (التضاعف الذاتي)، فقد أوضح Kempthorne أنه يمكن تغايرات خاصة لهذه الحالة لعمل مكونات التباين الوراثي بها. ويشترك لتطبيق التغايرات السابقة أن لا يكون هناك تأثير عكسي مثل التأثير الأموي مثلاno maternal effect.

اما عدم توفر الفرض الخاص بانعدام الارتباط أو علاقة الترابط ما بين الأقارب في صورة بيئية no environmental correlation among relatives، فهذا يمكن التغلب عليه عن طريق التوزيع العشوائي Randomization أو الاختيار العشوائي للأفراد من تلك العشيرة الكبيرة الحجم. أما بخصوص الشرط أو الفرض الخاص بضمان أن تكون الأقارب غير سلالية، فهو شرط لازم لعمل التصميمات السابقة. ويقصد بالعشوائية هنا، عشوائية أختيار الأباء أو عشوائية في أختيار الجاميطات نفسها والعشوائية كما نعلم ملازمة لتقدير التباين وإذا لم تكن هناك عشوائية في الاختيار يكون تقدير التباين غير سليم. إما إذا كان الاختيار ثابت Fixed فأن التقدير سيكون علي هيئة effect رئيسي علي أساس تباين Variance.

أما بخصوص تواجد Linkage أو الارتباط الوراثي وهو عيب يتواجد في كل التصميمات تقريبا ، وتاثيره معروف علي وجه التحديد ويتوقف ذلك علي كمية (Ab/aB)Repulsion ، وكمية (AB/ab)Coupling فلو تواجد في صورة Repulsion فأن قيمة Dominance سوف ترتفع كما سنوضح في الفصول التالية لذلك أما إذا كانت هناك حالة Coupling فأن قيمة additive تزداد. عموما ، نقول أن الارتباط يؤدي إلي الانحراف bias للقيم الخاصة بدرجة السيادة (a) ويعطي تقديرات غير واقعية أو كاذبة للسيادة يطلق عليها Pseudo dominance في صورة سيادة فائقة over dominance. ويمكن عمل أختبار لوجود الارتباط هذا بمقارنة القيم في كل من $2S^2 F_3$, $S^2 F_2$ فإذا تساوي القيمتين فلا يكون هناك أرتباط وإذا لم يتساويان دل ذلك علي تواجد الارتباط. ويوضح الجدول التالي (جدول ٢-٢٢) أثر الارتباط Linkage علي النسبة (AB/ab), (Ab/aB) في التركيب الوراثي المتوقع الحصول عليها في F_2 من the double heterozygote .

جدول ٢-٢٢ نسبة Replusion ، Coupling عند اختلاف قيمة Recombination values

Recombination value	AB/ab (Coupling)	Ab/aB(Repulsion)
0.50	6.25	6.25
0.25	14.06	1.56
0.10	20.25	0.25
0.02	24.01	0.01
0.01	24/50	0.0025
P	$1/4(1-p)^2$	$1/4p^2$

وواضح مما سبق أنه وكلما ازدادت قيمة P ، كلما قل الفرق بين المصدرين ونصل إلي حالة الاتزان بسرعة ويمكن عن طريق التلقيح الذاتي selfing أو عن طريق أو التلقيح الرجعي Backcross كسر هذا الارتباط ويوضح الجدول التالي (جدول ٢-٢٣) كفاءة الطريقتين في ذلك.

جدول ٢-٢٣ كفاءة طريقتي التلقيح الذاتي والتلقيح الرجعي في كسر الارتباط

Recombination Fraction	With five back cross	With selfing
0.5	0.98	0.50
0.2	0.74	0.20
0.1	0.47	0.10
0.02	0.11	0.02
0.01	0.06	0.01
0.001	0.006	0.001

وواضح أن طريقة التلقيح الذاتي selfing أكثر كفاءة في كسر الارتباط لإزالة الجين غير المرغوب فيه .وبخصوص موضوع linkage يجب أن نشير إلي :-

١- في حالة **linkage equilibrium** (الاتزان الارتباطي) – هذا يؤدي إلي عدم تغير التكرار الجيني بل يؤدي إلي ثباته والعكس هو الصحيح وحالة الاتزان هذه تكون مرتبطة مع التكرار الجيني بل يؤدي إلي ثباته والعكس هو الصحيح وحالة الاتزان هذه تكون مرتبطة مع تواجد التلقيح العشوائي Random mating.

٢- الارتباط **Linkage** نفسه لا يؤثر علي نسبة Homozygous أو نسبة التماثل بل أنه يؤدي إلي رفع نسبة بعض التراكيب المعينة في العشيرة أو المجموع وبعبارة أخري فهو يعتبر محافظا

علي التراكيب الوراثية المعينة وقد يكون ضده، بمعني أنه قد يعمل علي زيادة التراكيب المشابهة للأبوين أي زيادة نسبة التراكيب الأبوية (Coupling) ولا يؤثر في نفس الوقت علي نسبة homozygous أي التماثل.

٣- تواجد نسبة التراكيب الجديدة new recombination تكون أقل في حالة الارتباط عما عليه في حالة الوراثة الحرة ولذا يتحتم زراعة أعداد كبيرة من النباتات في الجيل الثاني إذا تواجد الارتباط حتي يمكن الحصول علي نسبة تراكيب معقولة للدراسة والمتابعة في هذا الجيل.

وبعد أن استعرضنا أهم الفروض الواجب توافرها لتطبيق التصميمات المختلفة السابقة، نود أن نشير إلي ترجمة التغايرات المختلفة في التصميمات السابقة وذلك للحصول علي قيم للتأثيرات الإضافية والسيادية والتفوقية يمكن توضيحها في الجدول التالي (جدول ٢-٢٤)

جدول ٢-٢٤ مكونات التباين الإضافي والسيادي وعلاقات القرابة في صورة تغايرات

Covariance	In Design	Coefficient		Maximum		Minimum	
		α	S	α	S	α	S
Ce-A	4	(1+FA)/64	0	1/23	0	1/64	0
CeA	3,4,4'	(1+FA)/16	0	1/8	0	1/16	0
CsA	2,3,4	(1+FA)/4	0	1/2	0	1/4	0
CsBc	3,4,4'	1/4	0	1/4	0	5/16	0
CsAcB	3,4'	(5+4FA+FB)	(1+FA)(1+FB)/16	5/8	1/4	1/2	1/16
cfAB(CD)	4	1/2	1/4	1/2	1/4	1/2	1/4
cFA/B(CD)	4	(2+FA)/4	(1+FA)/4	3/4	1/2	1/2	1/4
cfA(Bc)	3	(2+FA)/4	(1+FA)/4	3/4	1/2	1/2	1/4
cfAB	2	(2+FA+FB)/4	(1+FA)(1+FB)/4	1	1	1/2	
cfAA	2	(1+FA)/2	$(1+FA)^2/4$	1	1	1/2	1/4
cpo	1	1/2	0	1/2	0	1/2	0
cpgo	1	1/4	0	1/4	0	1/4	0

وقيمة الخطأ التجريبي Error Component of variance (S^2) فهو يتوقف علي قيمة تباين الخطأ للقطعة التجريبية (S^2e) والتباين ما بين الأفراد داخل القطعة التجريبية S^2e' أو S^2w ويمكن إيضاحها في المعادلة التالية لمعظم التصميمات التزواجية السابقة :

$$S^2 = (S^2tG - Cf + S^2e)/ w + S^2e'$$

حيث أن

S^2e = تباين الخطأ للقطعة التجريبية

S^2e' = التباين من نبات لأخر داخل القطعة التجريبية

Cf = تغاير الأخوة الأشقاء المناسب (ويتوقف ذلك علي حسب التصميم المستخدم)

S^2tG = التباين الوراثي الكلي

w = عدد النباتات لكل قطعة تجريبية .

٢ - ٣ - الأباء السلالية : **Inbred parents**

عند استخدام الأباء في صورة غير سلالية non inbred فأن معاملات القرابة كما جاء في الجدول تكون ¼ المكون الإضافي والسيادي وعندما تكون الأباء سلالية inbred فأن قيمة هذه المعاملات التي تعبر عن معاملات القرابة سوف تزيد عن الواحد وهذا سوف ينعكس علي مكونات التباين الوراثي نفسه. ونود أن نشير إلي أنه في حالة استخدام الأباء السلالية inbred (كما في حالات التربية الداخلية المختلفة)، فلابد من توافر بعض الشروط أو الفروض حتي يمكن إيجاد مثل هذه المعاملات التي تصف علاقات القرابة لإيجاد وتقديرات مكونات التباين الوراثي فيما بعد وهذه الفروض هي :

a) Regular diploid and solely mendelain inheritance.

c) No linkage.

d) The apogamic or relative may be considered to b random members of same generation of self fertilization.

ويوضح الجدول التالي (جدول ٢-٢٥) حالة التغايرات Covariance لوصف علاقات القرابة معبرا عنها في صورة دالة خطية liner function لمكونات التباين الوراثي، حيث يبين الجدول علاقات الأقارب في نفس جيل التربية الداخلية.

وعندما تكون الأباء غير سلالية فأن $F = 0$ وعندما تكون الأباء غير سلالية بالكامل فنجد أن قيمة F تكون محصورة ما بين قيمة ١ ، صفر $(1 > F > 0)$ وفي هذه الحالات لا تكون التغايرات المختلفة في صورة دالة خطية لمكونات التباين الوراثي والتكرار الجيني سيكون غير محدد بالضبط والموديل الوراثي بالضبط عندما $(F = 0)$ سيكون الموديل الوراثي من نوع S^2a ، S^2aaa وايضاً S^2aa في حالة $(0 < F < 1)$

وعندما تكون الأقارب سلالات نقية فأن F تساوي الوحدة وتغايراتها دائما يمكن التعبير عنها في صورة داليه خطية لمكونات التباين الوراثي وفي هذه الحالة يكون التكرار الجيني غير محدد بالضبط والموديل الوراثي أيضا سيكون غير محدد ولكن يشتمل مع المكون الإضافي والتفوقي الإضافي وذلك إذا لم يكن هناك heterozygote.

وعندما يكون التكرار الجيني في حدود 0.5 وفي حالة الأباء السلالية فأن الموديل الوراثي يكون غير محددا ويمكن أن تكون قيم التغاير الخاصة بعلاقات القرابة، يمكن أن تكون معبرة عن مكونات التباين الوراثي في صورة دالة خطية.

أما في حالة مختلف أجيال التربية الداخلية different generations of inbreeding فيتوقف الأمر هنا علي حسب قيمة التكرار الجيني وعليه يتحدد الموديل الوراثي الممكن تواجده (جدول ٢-٢٥)

جدول ٢ – ٢٥ القيم المختلفة لمعاملات التربية الداخلية والتكرار الجيني والموديل او اتصميم الوراثى فى الاجيال المختلفة.

Relatives	Inbreeding coefficient	Gene frequency	Genetic Model
In The same generation of inbreeding	F=0	Unspecified	Unlimited
	0<F<1	Unspecified	Additive and all additive types of epistesis.
	F=1	Unspecified	Unlimited but includes only additive and addtitive types of epistasis
	0≤F≤0	One half	unlimited
In different generations of imbreeding		Unspecified	additive and all additive types of epistasis
		One half	all additive , dominance ,and all additive types of epistasis

٢ ـ ٤ ـ التصميمات المتشعبة في محاصيل ذاتية التلقيح :

Nested Designs of self fertilization

هذه التصميمات غالبا يصعب إجرائها في محاصيل ذاتية التلقيح وذلك إذا كانت طرق تكاثرها طبيعية أو عادية. ولكن النقطة الواجب إيضاحها وهي أن هذه التصميمات يجب أن تستخدم في الأباء غير السلالية أو في (S0) generation وهذه يمكن أن تكون نباتات الجيل الثاني F_2 أو هجين ما بين أثنين من السلالات النقية أو تكون نباتات من هجن ليس بين أبائها علاقة مثل الأصناف. ويوضح الجدول (٢-٢٦) تحليل التباين لتجربة أشتملت علي آباء في أجيال t^{11} , t^{1} , t وبناء علي ذلك فأن أعداد $t^{11} > t^{1} > t$ وتحليل التباين سيكون هو نفسه الخاص بتصميم (A/B/C) والسابق شرحه. وسيكون متوسط مجموع مربعات الأنحراف المتوقعة E.M.S تقريبا مشابها لما جاء في جدول تحليل هذا التصميم السابق الكلام عنه مع عمل بعض التعديلات البسيطة حيث أن C.tgg تعبر عن متوسط تغاير النسل، ct^{11} gg , ct^{1}gg تعبر أن العلاقة ما بين الأباء والأنسال في هذه الأجيال. ومعامل القرابة في مختلف الأجيال هنا تكون مساوية are accommodated لواحد بالنسبة للأجيال مثل Ct^{1}gg.

جدول ٢- ٢٦متوسط مجموع مربعات الأنحرافات للتصميم St^{11} / st^{1} / st

S.o.V	d.f	S.M.S
Replication	(k-1)	
Between st	nt-1	$S^2 + kS^2t^{11}/t^1 + knt^{11}S^2t^1/t + knt^{11}\ ntS^2t$
St' withim st	$nt(nt^1-1)$	$S^2 + kS^2t^{11}/t^1 + knt^{11}S^2t^1/t$
St' withim st'	$nt\ nt^1(nt^{11}-1)$	$S^2 + kS^2t^{11}/t^1$
Error	$(k-1)(nt\ nt^1\ nt^{11} - 1)$	S^2
$S^2t = ctgg,\ s^2t^1/t = Ct^1gg - ctgg,\ S^2t^{11}/t1 = Ct^{11}gg - Ct^1gg$		

٢- ٥- التفسير الوراثي التي تصف علاقات القرابة

Genetic interpretation of the covariance of relatives :-

يمكن وضع شكل علاقات القرابة للحالات السابقة في صورة التغايرات التالية علما بأن الأباء لابد وأن تكون غير سلالية :-

$$C = \propto S^2a + S^2ad \times \propto aaa^{22} + \propto S^2sad + S^2aa + \ldots\ldots$$

١- وعندما يكون التكرار الجيني مساويا ل ٢/١ فأن التأثير الإضافي سيكون مساويا للأتي وذلك لنفس الجين

$$\propto = (1+ft)(\ c\ tgg\ )$$

حيث أن t هي نفس جيل الأباء ، f معامل التربية الداخلية (وفي هذه الحالة معامل التربية الداخلية لجيل الأباء أي الجيل الذي تتواجد عليه أو فيه الأباء ، وهذه سوف تكون متأثرة فقط بجيل الأباء وليست متأثرة بجيل الأبناء وسيكون التأثير السيادي مساويا.

$$S = \frac{(1+ft)}{(1-Ft)}(1-Fg)2$$

أما في حالة الأجيال المختلفة ctgg فأن التأثير الإضافي يمكن التعبير عنه بهذه الصورة العامة التالية :-

$$\propto = (1+Ft)$$

والتأثير السيادي سيكون

$$S = \frac{(1+Ft)}{(1-Ft)}(1-Fg)(1-Fg)$$

٢- أما إذا كان التكرار الجيني مساويا للوحدة فأن الموديل الوراثي المهم في هذه الحالة سيكون الإضافي والإضافي التفوقي وفي حالة الأجيال المختلفة فالتأثير الإضافي يبقي :-

$$\propto = (\ 1+Ft\ )$$

وفي حالة التأثير السيادي

$$S = \frac{(1+Ft)}{(1-Ft)}(1-Fg)2$$

والتباين الإضافي وأشكاله التفوقية ستكون محددة فقط عندما تكون الأباء غير سلالية وكما أوضحنا سابقا في محاصيل ذاتية التلقيح أن التأثير الجيني السائد سيكون من النوع الإضافي والإضافي التفوقي وذلك عند غياب كل الأخطاء المعروفة.

ونود أن نشير إلي أنه وعندما تكون الأباء غير سلالية ويكون قد عمل تلقيح ذاتي مستمر بواسطة التجميع bulk فأن Ft تساوي صفر . وفي حالة ما إذا كانت الأباء سلالية المصدر وتكون قد أستخدمت في تقدير تغاير الأقارب فأنه يلزم أجيال بعد الجيل الرابع حتي يمكن تقدير عن السيادة والسيادة التفوقية ويوضح ٢-٢٧ التغايرات المختلفة لبعض حالات القرابة .

جدول ٢-٢٧ التغايرات المختلفة لبعض حالات القرابة

Covariance	∝
C144	3/256 = 1/85
C155	3/1024 = 1/340
C244	7/256 = 1/35
C255	7/1025 = 1/150
C266	7/4096 = 1/585
C355	15/1024 = 1/70
C377	15/4096 = 1/270

ونحن نذكر هنا أجيال متأخرة لحد ما حتي يكون الخطأ أقل ما يمكن بين الأنسال وسوف نعود مرة أخري للتصميمات المختلفة بشيء من التفصيل في الفصول القادمة.

٢-٦- تصميمات التهجين الرجعي. Back cross mating designs

من أشهر هذه التصميمات التصميم الثالث NCDIII والذي أقترحه كل من Comstock , Robinson عام ١٩٥٢ وفكرة عمل هذا التصميم تتلخص في أختيار أبوين بصورة (2 inbred lines . Fixed effect) ويجري التهجين فيما بينهما لإنتاج نسل الجيل الأول ثم يلقح ذاتيا لإنتاج الجيل الثاني وهذا تؤخذ منه مجموعة من النباتات العشوائية وتلقح رجعيا إلي الأبوين (السلالتين الابويتين) اى سيكون لدينا مجموعتين من الهجن الرجعية ويكون الاختلاف راجعا إلي نفس النباتات والهجن الرجعية الناتجة . وهذا التصميم يجري في المحاصيل خلطية التلقيح وخاصة محصول الذرة الشامية لمعرفة أسباب تفوق بعض الهجن الفردية.

وهناك تحويرات لهذا التصميم لكل من Mather عام ١٩٤٩ وقد تحصل علي نفس النتائج تقريبا وكذلك Hyman عام ١٩٥٦ حيث ناقش الأخير بعض المشاكل المتعلقة عن وجود التفوق وأثر ذلك علي تقدير التباين ومكوناته الأخري وسوف نناقش فيما بعد هذه التصميمات علي أن نعود إليها مرة أخري بتفصيل أكثر في الفصول القادمة.

أقترح كل من Cockerham , Brim عام ١٩٦٠ ، وكذلك Horner , Wesber عام ١٩٥٦ وكذلك Robinson وآخرين عام ١٩٥٥ عدة موديلات تندرج جميعا تحت أسم Limited gentic models أي بالموديلات الوراثية المحددة . وتعتمد هذه الموديلات في

فكرتها الأساسية علي إيجاد عدة تغايرات للأقارب لوصف وتقدير مكونات التباين الوراثي بحيث يكون عدد المكونات الوراثية بعد التقدير أقل من تلك المكونات الخاصة بعلاقات التغاير والتي أستخدمت أصلا في إيجادها ، بمعني أننا نستخدم عدة مكونات بأجيال مختلفة وتباينية لتقدير عدد قليل من مكونات التباين. وتستخدم في ذلك طريقة Least squares والتي أقترحها Mather عام ١٩٤٩ وهذه حسنت فيما بعد عن طريق Haymen عام ١٩٦٠ والتي عرفت فيما بعد باسم Maximum likehood estimation Genetic variation. وقد استخدم Mather هذه الطريقة عندما يكون التكرار الجيني $q = p = 0.5$ وتعتمد أيضا علي استخدام معادلتين مستقلتين two independent equations والمعادلات التالية ملخص لأهم معادلات الطريقة:-

$VF_2 = S^2A + S^2D + S^2E1$ (F1)

$VF_3 = S^2A + 1/4S^2D + S^2E2$ (among)

$VF3$ (Within F3) $= 1/2(S^2A + S^2D) + S^2E3$ (Withen)

Cov F2 , F3 $= S2A + 1/2S^2D$

$VF4 = S^2A + 1/16\ S^2D + S^2E2$

$VF5 = S^2A + 1/64\ S^2D + S^2E2$

$VB.c1 + V.Bc2 = S^2A + 2S^2D + 2S^2E1$

وبحل أي معادلتين مناسبتين معا يمكن إيجاد قيم التباين الإضافي والسيادي مع ملاحظة أن :

$S^2E = 3\ (S^2p_1.S^2p_2+Sf1)^2$

Or $= S^2p1 + s^2P2 + S^2F1/3$

ونلاحظ أن المعادلات السابقة محورة عن طريق Mather حيث عبر هو عن التباين الإضافي بـ D التباين السيادي بـ H أي أن :-

$S^2A = 1/2D$, $S^2D = 1/4\ H$

* وكذلك يجب ملاحظة أنه وقبل تجزئة مكونات التباين الوراثي أن نختبر التباين الكلي في F_2 بواسطة أختبار (F) – one tail F ratio كالأتي :-

$F = \text{Variance } F_2/S^2E$

فإذا كانت قيمة (F) معنوية فهذا يدل علي أن الإختلافات الوراثية في الجيل الثاني أكبر من الاختلافات البيئية. وعليه فيمكن تجزئة مكونات التباين الوراثي إلي مكوناته الإضافية والسيادية. ولهذا التصميم عدة أفتراضات مثل الافتراضات السابق ذكرها حتي يمكن تطبيقه أو أستعماله ولأختبار تواجد التفوق Epitasis يمكن ذلك عن طريق بعض المعادلات .

$$I = (F2 - 1/2\ F1 + 1/4\ p1 + 1/4\ P2)$$

أي هو مقدار أنحراف F_2 عن القيم المتوقعة لها أو عن طريق

$$E = Bc1 + Bc2 + F1 - 1/2\ p1 - 1/2\ p2$$

وللتخلص من ذلك يمكن التحويل من مقياس إلي مقياس آخر أي من المقاييس العادية إلي المقاييس اللوغارتمية حتي نتخلص من هذا التأثير التفوقي.

ومن الموديلات المشهورة أيضا ذلك الموديل الذي يعتمد علي إيجاد متوسط التأثيرات حيث يعتمد علي إيجاد مقارنة ما بين متوسط الأجيال المختلفة. ولابد وأن التأثيرات قد تختلف في الإشارة (الموجبة والسالبة) لذا فالمعني الوراثي لها غير دقيق أو غير واقعي لذا فأنها لا تحتل موقع كبير من الدراسة وهذه الموديلات منها موديل Hyman وموديل Gamble لعام ١٩٦٢ والموديل الأخير يعتبر مبسط عن سابقه حيث تعتمد علي ستة أجيال هي F_2 , Bc1 , Bc2 , P1, F_1 , P_2 , ويمكن من خلاله التعرف علي ستة من الثوابت الوراثية a , d , aa , ad , da , dd أي المضيفة أو الإضافية والسيادية ومختلف أنماط التفوق فيما بينها وبينها من خلال المعادلات التالية :-

$$P_1 = m + a - 1/2\ d + aa - ad + 1/4\ dd$$

$$P_2 = m - a - 1/2d + aa + ad + 1/4\ dd$$

$$F_1 = m + 1/2d + 1/4\ dd$$

$$F_2 = m$$

$$Bc_1 = m + 1/2\ a + 1/4\ aa$$

$$Bc_2 = m - 1/2\ a + 1/4\ aa$$

$$F_3 = m - 1/4 + 1/6\ dd$$

ويعاب علي هذه التصميمات بصورة عامة أنه لايمكن تحويل التأثيرات إلي تباين للأستفادة بها في التخطيط لبرامج التربية، بمعني أنها تعبير وصفي فقط عن الاختلافات ، كذلك دلالة ا لا شارة الموجبة والسالبة لا تدل علي الواقع الفعلي المدروس ، فضلا عن أن وجود Linkage يؤثر تاثيرا واضحا علي هذه التأثيرات . ولذا فهذه التصميمات يجب أن ينظر إليها بشيء من الحذر وسوف نعود لها مرة أخري بالتفصيل.

مثال عددي تحليلي لتصميمات التلقيحات الرجعية NCD III:-

يلزم عمل تلقيح ذاتي للجيل الأول لإنتاج الجيل الثاني ثم تلقح ما يقرب من ١٠٠ من نبات من هذا الجيل إلي الأبوين الداخليين في تكوين الهجين الفردي والأبوين هما السلالتين الأبويتين A

and Bفيكون الناتج من الهجن الرجعية للأبوين ۲۰۰ هجين رجعي وهذه يمكن أن تقسم إلي ثلاثة مجموعات ويمكن أن تختبر في مكررتين أو في ميعادين (الصيفي و النيلي) وسوف نعرض بيانات مبسطة للغاية لتوضيح طريقة تحليل هذا التصميم. وعلي أفتراض وكان لدينا هذه البيانات لصفة أرتفاع الكوز. (جدول ٢ ـ ٢٨)

جدول ٢ ـ ٢٨ بيانات صفة ارتفاع الكوز

Set (1)

Genotypes	Replications		Σ	F
	1	2		
1	100	112	212	
2	190	150	340	552
3	166	180	346	
4	210	198	308	654
5	144	165	309	
6	166	142	308	617
7	177	188	365	
8	199	140	339	704
9	150	153	303	
10	155	166	321	624
Total	1657	1594	3151	3151

Set (2)

Genotypes	Replications		Σ	F
	1	2		
1	103	110	213	
2	199	140	339	552
3	160	186	346	
4	200	190	390	736
5	150	170	320	
6	167	140	307	627
7	180	180	360	
8	188	150	338	698
9	160	160	320	
10	155	170	325	645
Total	1662	1596	3258	

Set (3)

Genotypes	Replications		Σ	F
	1	2		
1	160	114	274	
2	119	160	279	553
3	140	120	260	
4	160	110	270	530
5	180	183	363	
6	199	190	389	752
7	146	120	266	
8	190	160	350	616
9	182	160	342	
10	169	140	309	651
Total	1645	1457	3102	

أولا : حساب مجموع مربعات الإنحرافات في المجموعات المختلفة :-

أ- في المجموعة الأولي :-

1- c.f = $(3151)^2/10 \times 2$ = 49644.0.05

2- T . s.s = $(100)^2 + (190)^2$ ……… $(166)^2$ – c.f = 47008.95

3- Entries s.s = $[(212)^2 + (340)^2 + \ldots\ldots + (321)^2] / 2$ - c.f = 7792.45

4- F2 plant s.s = $[(552)^2 + (654)^2 + \ldots\ldots + (624)^2] / 2\times2$ - c.f = 3085.20

5- Inbreds × F2 plants = 7792.45 - 3085.20 = 4707.25

6- Rep's . s .s = $[(1657)^2 + (1594)^2] / 10$ - c.f = 4707.25

7- error = 7008.05

ب- في المجموعة الثانية :-

1- c.f = 530728.20

2- T.s.s = 54864.00 - c.f = 13135.80

3- Entries = 540312.00 - c.f = 9583.80

4- F2 plant = 535689.50 - c.f = 4961.30

5- Inbreds × F_2 plants = 4622.50

6- Rep's s.s = 530946.00 - c.f = 217.80

7- Error s.s = 3334.20

جـ- في المجموعة الثالثة :

1- c.f = 480965.10
2- T.s.s = 495948.00 - c.f - 14982.90
3- Entries . s.s = 49110400 - c.f = 10138.90
4- F_2 plants s.s = 488867.50 = c.f = 7902.40
5- Inbreds × F_2 = 2236.50
6- Rep's . s.s = 482887.40 - c. f = 1922.30
7- Error s.s = 2921.70

ثانيا : عمل جدول تحليل التباين المشترك:-

General form used in the analysis of variance of data

ويمثل الجدول التالى تحليل التباين التالي ، مصادر الاختلافات المختلفة عند أختبار الأنسال في بيئة واحدة (مناطق أو سنوات وهكذا)

S.o.v	D.f	M.s	E.M.s
Sets (s)	(3-1)		
Replication /s	3(2-1)		
Inbreds /s	3(2-1)		
F_2 plants /s	3(10-1)	M1	$S^2e+2rsS^2m$
Inbreds ×F_2 /s	3(10-1)	M2	S^2e+2S^2ml
Error/s	3(9)	M3	S^2e

وبما أن عدد المجموعات ثلاثة فيمكن عمل تحليل مشترك لها بهذه الصورة

S.o.v	SI		S II		S III		Combined			
	D.f	s.s	D.f	s.s	D.f	s.s	D.f	s.s	M.s	
F_1 plants/s	1	3085.2	1	4961.30	1	7902.40	3	15948.9	5316.3	M1
F_1plants/Inbreds/s	9	4707.25	9	4622.50	9	2236.50	27	11566.25	428.38	M2
Error	9	7008.05	9	3334.20	9	2921.70	27	13263.95	491.26	M3

ثالثا: حساب مكونات التباين الوراثي :-

$S^2m = M1 - M3/4 = 1206.26$

$S^2ml = M2 - M3/2=31.44$

$S^2m = 1/4\ S^2A \qquad 4S^2m = S^2A = 4825.04$

$S^2ml = S^2D = - 31.44$

٢ ـ ٧ـأختيار التصميم المناسب :

يتوقف الأختيار بين التصميمات المختلفة لتقدير مكونات التباين الوراثي علي العوامل التالية :-

١- طريقة التكاثر الطبيعية في المحصول ومرونة التلقيح فيه أو التهجين.

٢- الهدف أو الأهداف من تقدير مكونات التباين الوراثي وهذا ينحصر في :

أ- معرفة التركيب الوراثي للصفات الكمية تحت الدراسة.

ب- دراسة أنسب طريقة من طرق الأنتخاب أو التربية.

جـ- دراسة التنبؤ بمقدار التحسين فى التراكيب الوراثية المختلفة عند ممارسة الانتخاب بأنماطة المتعددة بأستخدام مكونات التباين الوراثى المختفة.

٣- الاهتمام بدراسة أكثر من هدف من الأهداف السابقة مثل تقدير مكونات التباين الوراثي وكيفية استخدامها في أنتخاب النسل أو تقييم بعض الهجن المختلفة.

٤- الدقة فيي التقدير Reliability of the estimates

ولعل طريقة تكاثر النبات هي المهمة في أختيار التصميم المناسب ، فكما هو معروف أن المحاصيل ذاتية التلقيح تكون في معظمها يلائم لها استخدام تلك التصميمات التي تقدر بدقة المكونات الإضافية والإضافية التفوقية وهذا في الحالات النقية homozygous أو القريبة من النقية near homozygous وغالبية هذه المحاصيل لا يظهر كثيرا من المكونات السيادية

وطرزها التفوقية وهذا في غالبية الأنواع العادية (كما أوضح ذلك Brin, Cockerham عام ١٩٦١ وإذا كانت تلك المكونات موجودة ويراد تقييمها فليس هناك مانع من أستخدام بعض الطرق الأخري التكنيكية والخاصة بمحاصيل مفتوحة التلقيح للتركيز علي هذه المكونات. ولعل التصميمات التي تعتمد علي أنعدام العلاقة بين الأمهات designs of unrelated mates تكون أكثر ملائمة لتقدير السيادة والسيادة التفوقية في مثل هذه المحاصيل .

وقد ناقش كل من Robinson عام ١٩٥٥ نتائج طريقة (A/B) ويمكن أستخدام الطرق التي تعتمد علي إنعدام علاقة الأمهات ببعضها البعض، ولكن التصميم (A/B) يكون أسهل تصميمات ثنائية العوامل Two factor mating design وذلك. لملائمة للأباء غير السلالية non- inbred في الذرة وأيضا لتقديره مكونين من مكونات التباين الوراثي ، ولعل التصميمات المناسبة في محاصيل ذاتية التلقيح تكون تلك المعتمدة علي الانتخاب بين الأنسال.

إن مشاكل الأختيار بين مختلف التصميمات أنما يرجع أساسا إلي التحليل الإحصائي فقد أوضح Kempthorn and Curnow عام ١٩٦١ أن معظم المشاكل عند أختيار التصميم المناسب هي تلك التي ترجع إلي صعوبة التحليلات والإجراءات الإحصائية اللازمة.

عموما ، سوف نناقش ذلك بالتفصيل في الفصول اللاحقة لمعرفة مميزات وعيوب الموديلات الوراثية الإحصائية المختلفة ومقارنتها ببعضها البعض وسوف نناقش في بعض منها تأثير وجود التفوق Epistasis وعند تواجد أو عدم تواجد التربية الداخلية $F = 0$ أو $F = 1$.

٢ -٨- ملاحظات هامة على النظم التزاوج المختلفة :

Important notices on different mating designs

وقد ناقش بالتفصيل Javier Batran ١٩٩٨ما هي المميزات والعيوب والمجالات المثالية أو المحددة لتطبيق نظم التزاوج المختلفة . Mating designs وذلك في حالات التربية الداخلية المختلفة وفي حالة وجود أو غياب epistasis . ويمكن تلخيص أو توضيح ذلك في الصفحات التالية:

١- في حالة Bipatrental progenies :

وكما سبق في الفصول السابقة ، فأن جدول تحليل التباين المناسب لهذه الحالة هو :-

ANOVA of biparental progenies in one single environment

S.O.V	d.f	M.S	EMS var.comp	EMS cov . of relatives
Rep's	r-1			
Among crosses	(n/2)-1	MSA	$S^2w+K^2Sp+Kr^2S$	$S^2w+KS^2P+Krcov\ F.S$
Error	(r-1)(n/2)-1	MSE	S^2w+KS^2P	S^2w+KS^2p
Total r(n/2)-1	r(n/2)-1			
Within Crosses	r(n/2(k-1)	MSW	S^2W	$S^2we+CS^2G-cov.F.S)$

R = Rep.no , n = Perent no

K = Individuals/ FS family (If per family take harmonic mean)

IF F = 0

$$S^2g = \frac{MSA-MSE}{Kr} = \text{cov}\,FS = 1/2S^2A + 1/4S^2D$$

$$S^2W = S^2We + S^2Wg = S^2We + (S^2G - \text{cov}FS) = S^2We + (S^2A + S^2D) - (1/2S^2A + 1/4S^2D)$$
$$= S^2We + 1/2S^2A + 1/4S^2D$$

وفي هذا التصميم التزاوجي ، أربعة مكونات غير معروفة بالتحديد وهي , S^2A , S^2D , S^2P و S^2we ولكن فقط ثلاثة من مجموع مربعات الانحرافات MSهى المحددة او المعروفة.

فإذا فرضنا أن التأثيرات السيادية dominance effects غير معنوية فأن :

$2S^2g = S^2A$ and $S^2W = S^2we + ½ S^2A$

$S^2A = 2S^2C$ $S^2we = S^2w - S^2C$

وتكون قيمة المكافئ الوراثي (h^2) في هذه الحالة كما يلي وعندما تكون التأثيرات السيادية مساوية للصفر

$h^2 = S^2A / S^2we + S^2A$ (Individual Plant basis)

$$h^2 = Sc / \frac{S^2w}{Kr} + \frac{S^2p}{r} + S^2c$$ FS progeny basis

IF F = 1

وعندما تكون F = 1 فإن المكونات الوراثية تصبح كما يلي :-

Cov FS = $S^2A + S^2D$

$S^2w = S^2we + S^2wg = S^2we$

٢- في حالة **Design NC1 : Nested Design**

S.O.V	d.f	MS	E.M.S	E.M.S
			Variance .com	Cov of relative
Rep's	(r-1)			
Males (M)	(n-1)	MSm	$S^2 + r S^2fm + f S^2m$	S^2 + r [cov . FS – cov H.S]–rf cov HS r[cov . F.s – cov H.s]
Fem (F)	(mf-1)	MS fm	$S^2 + r S^2 fm$	
Error	(r-1)(mf-1)	MSE	S^2	
Total	(rmf-1)			

وكما أوضحنا مسبقا فأن جدول تحليل هذا النظام التزاوجي المناسب هو :-

وفي حالة **F = 0 and No epistasis**

فإن

$S^2f/m \ \frac{MS_1 - MS_E}{r}$

= cov FS - cov H.S

$= ¼ S^2A + ¼ S^2D$

$S^2n = \frac{MSn - MS_{fn}}{rf}$ = cov H.S ¼ S^2A

$\therefore \quad S^2A = 4S^2m , S^2D = 4 (S^2f/m-S^2m)$

وتكون المعادلات الخاصة بإجراء أو عمليات اختبارات المعنوية كما يلي :-

Var (S^2A) 4 2var (S^2m)

$$= 16 \left[\frac{2}{r^2 f^2} (\frac{MS \quad ^2 m}{m \ + 1} + \frac{MS \quad ^2 fm}{m (f - 1) + 2} \right]$$

أيضا :-

var (S^2D)= 16 var (S^2f/m) + 16 var S^2m

$$= \frac{32}{r^2 f^2} \left(\frac{MS \ 2m}{m+1} + \frac{(f+1)^2 MSfm}{m(f-1)+2} + \frac{f^2 MS_E}{(r-1)(mf-1)+2} \right)$$

والمعادلة المناسبة لتقدير المكافئ الوراثي هي :-

$$h^2 = S^2A / S^2 + S^2A + S^2D$$

أو المعني الضيق in rarrow sense كذلك فإن

$$h^2 = Sm / \frac{S}{rf} + S^2f/m$$

ذلك في حالة HS progeny bass

أما في حالة F = 0 & No epistasis

$$\text{cov HS} = \left(\frac{1+F}{4}\right)S^2A$$

فإن :

$$\text{and cov FS} = \left(\frac{1+F}{2}\right)S^2A + \left(\frac{(1+F)}{4}\right)S^2D$$

أما في حالة F1 & No epistansis

فإن :

$$S^2m = \text{cov H.S} = ½\, S^2A$$

$$S^2f/m = \text{cov FS} - \text{cov HS} = ½\, S^2 + ½\, S^2D$$

وعليه فإن

$$S^2A = 2S^2m\ ,\ S^2D = 2(S^2f/m - S^2m)$$

أما في حالة F = 0 & Epistasis

وبعد أستعراض جدول تحليل التباين الخاص بهذه الحالة فإن :

$$S^2m = ¼\, S^2A + 1/16\, S^2AA$$

$$S^2f/m = ¼\, S^2A + ¼\, S^2D + 1/16S^2AA$$

$$S^2wg = S^2m - S^2we = ¼\, S^2A + ¼\, S^2D + 1/4\, S^2AA$$

حيث أن جدول تحليل التباين يشتمل علي مصادر الاختلاف :

Error , Females (M) , Males (M) , Reps

وبالإضافة إلي within FS أو S^2w ويمكن حساب درجة أو مستوي السيادة وكما يلي

$$d = \sqrt{\frac{2S^2D}{S^2A}} = \sqrt{\frac{2(S^2f/m - S^2m)}{S^2A}} = \frac{d}{a}$$

وإذا ذكرنا هذا التصميم في عدة بيئات مختلفة فسوف يشتمل جدول تحليل التباين علي المكونات التالية :-

Envir. (t) ; Reps (t)

Males (M) , Fem / M

M×E , F/n × E and error

وعليه فيمكن تحديد أو حساب مكونات التباين في حالة F = 0 من المعادلات التالية

S^2A / S^2m , $S^2 = 4[S^2fm - S^2m]$

$S^2AE = 4S^2fem$, $S^2D_E = 4[S^2e\ f/m]$

ويتضح من الاستعراض السابق ، أن مميزات هذا التصميم التزاوجي هي :

١- يمكن من خلاله تقدير مكونات التباين الوراثي : S^2A , S^2D , h^2

٢- يمكن تنفيذه بسهولة في محاصيل خلطية التلقيح .

٣- يمكن تقدير S^2AA فيما لو توفرت بيانات للتباين داخل العائلات .

٤- يمكن تقدير من خلاله درجة أو مستوي السيادة .

علي الجانب الأخر فأن أهم عيوبه هي :-

١) هناك صعوبة بالغة في تنفيذه في محاصيل ذاتية التلقيح .

٢) ارتفاع قيمة الخطأ القياسي في تقديرات مكونات التباين السيادية S^2D.

٣) يؤثر وجود assortative mating من قيمة S^2f/m مما ينعكس علي دقة تقديرات S^2A وخاصة S^2D.

٣ - وفي حالة DII

فأن جدول تحليل التباين وكما أشرنا مسبقا يتكون من المصادر التالية :

Rep's , Males (M) , Female (F) , M×F , Error , Total

وتختلف بالطبع حسابات E.M.S في حالتي مكونات التباين وتغايرات الأنساب relatives .

وفي حالة $F = 0$ **& No epistais**

تكون قيم التباين الوراثي الإضافي والسيادي كما يلي :-

$$S^2A = 4\,S^2m\ ,\ S^2A = 4S^2f\ ,\ S^2D = 4S^2fm$$

ولاختبار معنوية المكونات السابقة بالمعادلات التالية :

$$Var\,(S^2A) = 4^2(Sm)$$

$$= 16\,\frac{2}{f^2m^2}\left(\frac{MS^2m}{m+1} + \frac{MS^2fm}{(mf-1)+2}\right)$$

$$var\,S^2D = \frac{32}{r^2}\left(\frac{MS^2fm}{(m-1)(f-1)+2} + \frac{MS^2E}{(r-1)(mf-1)+2}\right)$$

والمعادلات المناسبة لحساب المكافئ الوراثي هي

$$h^2 = S^2A / S^2 + S^2A + S^2D\ (\text{in Narrow . S})$$

$$h^2\,HS = h^2HS = S^2m / \frac{S^2}{rf} + \frac{S^2fm}{f} + S^2m\,(\text{H.S})$$

ويمكن جمع مجموع مربعات الذكور والإناث معا ذلك للحصول علي تقديرات دقيقة للمكافيء الوراثي وتقديرات التباين الوراثي المضيف .

وفي حالة :-

$F = 1$& Epistasis

فأن :

$$S^2m = S^2f = cov\,HS = ½\,S^2A$$

$$\therefore S^2A = 2S^2m = 2S^2f$$

$$S^2f \times m = cov\,FS - cov\,HS_f - cov\,HS_m = S^2D$$

$$S^2w = S^2we$$

أما في حالة **$F = 0$ & epistasis**

فأن

$$S^2m = ¼\,SA + 1/16\,S^2AA$$

$$S^2f = ¼\,S^2A + 1/16\,S^2AA$$

$$S^2f \times m = ¼\,S^2D + 1/8\,S^2AA$$

$$S^2w - S^2we = S^2wg = ½\,S^2A + ¼\,S^2D + ¼\,S^2AA$$

ويمكن حساب درجة السيادة كما يلي :

$$d` = 2S^2D / S^2D = 2S^2 f\times m / S^2m = d/a$$

ويمكن إختبار نواتج التربية في هذا التصميم التزاوجى في عدة بيئات مختلفة وتصبح المعادلات المناسبة بعد كتابة جدول تحليل التباين المناسب كما يلي :

وفي حالة: $F = 0$

$$S^2A = 4S^2m = 4S^2f \, , \, S^2D = 4S^2f\times m$$

$$S^2AE = 4S^2f\times m = 4S^2AE \, , \, S^2DE = 4S^2fe\times f\times m$$

وكما أوضحنا مسبقا فانه يمكن جميع مصادر الاختلاف للأناث والذكور معا للحصول علي تقدير أدق لتقديرات تباين الذكور والأناث وكما يلي :-

$$S^2m = \frac{MS_m + MS_{mE} - MS_{fm} - MS_{mxE}}{ref}$$

ونفس الحال فيما يخص تباين الإناث S^2f

وعادة ما ينفذ هذا التصميم التزاوجي في مجاميع داخل البيئات المختلفة وكما هو الحال في التصميم السابق D-1 وذلك لزيادة دقة تقديرات المكونات الوراثية المختلفة .

ومما سبق يتضح أن مميزات هذا التصميم التزاوجي هي :-

١- تقديرات التباين المضيف والسيادي والمكافئ الوراثي تكون أكثر دقة عما في NCI.

٢- جمع مصادر الاختلاف للإناث والذكور يعطي تقديرات دقيقة لمكونات التباين الوراثي المضيف S^2A .

٣- مكونات التباين الوراثي السيادي تحسب مباشرة وليس بالطرح كما في التصميم السابق مما يعطي دقة في تقدير هذا المكون الوراثي .

٤- يمكن إجراءه بسهولة في محاصيل ذاتية التلقيح .

ومن عيوب هذا التصميم :-

تحتاج إلي إجراء عمل عدد كبير من التهجينات .

٤- في حالة(NcIII) Design

كما أوضحنا مسبقا فإن أفراد الجيل الثاني (F2) تهجن رجعيا إلي كل من الأب الأول والثاني ويكون مصادر الاختلاف هي :

Rep's , parents , Males (M) , P×M , Error and Total, Relatives , variance comb.

وجدير بالذكر فأن مصادر مكونات التباين الوراثي للعائلات وعلي مستوي الموقع الوراثي الواحد هي :-.

Family mean			Variance within family		
Tester			Tester		
F_2 male gen.	Freq.	AA	A a	A A	a a
A A	¼	M + a	m + d	0	—
A a	½	m + ½ a + 1/2d	M ½ a + ½ d	¼ $(a-d)^2$	¼$(a+d)^2$
Aa	¼	M + d	m̄-a	0	0
Average		m+ ½a + ½ d	m- ½ a + ½ d	1/8 $(a-d^2)$	1/8 $(a+d^2)$

ومن خلال جدول تحليل تباين هذا التصميم يمكن حساب التقديرات التالية :

$$S^2m = \frac{MSm_m - MSe}{2r} = 1/8 \sum a^2 = 1/4 S^2 A$$

$S^2A = 4\ S^2m$

$$S^2mp = \frac{(MSmp - MSe)}{r_2} = 1/8 \sum d^2 = 1/2 S^2 D$$

$S^2D = 2\ S^2mp$

ويمكن حساب درجة السيادة وهي كما يلي :

$$d = \sqrt{\frac{2\ S^2 D}{S^2 A}} = \frac{d}{a}$$

٥- في حالة التصميم التزاوجي الثلاثي

The triple tester – cross (TTC) (Kersey and Jinks 1968)

وفي هذا التصميم فأن نباتات الجيل الثاني تلقح إلي نباتات الجيل الأول وكلا الأبوين . وهذا يسمح بحساب تقديرات التفوق epistasis . أي أن هناك ثلاثة كشافات تشترك في هذا التقدير .

ويمكن توضيح مكونات التباين الوراثي وعلي مستوي المواقع الوراثية المختلفة من خلال الجدول التالي :

Family mean		Tester			Orthogonal compensation
F_2 male gen	Ferq.	AA (L1)	Aa (L2)	Aa (L3)	L1 + L2 - 2L3
AA	¼	m+a	m+d	m+ ½ + ½ d	0
Aa	½	m+ ½ + ½ d	m- ½ a + 1/2d	m+1/2 d	0
a a	¼	m +d	m –a	m –1/2 a +1/2 d	0
Average		m+1/2 a + ½ d	m –1/2 + ½ d	n + ½ d	0

وعندما نقول أن الفرق ما بين (L1 + L2) – 2L3 هو D خلال كل الأفراد لعينة (m) ، فإن التقدير الوراثي المضيف والسيادي سيكون بلا قيمة . ولهذا السبب فأي اختلاف معنوي عن الصفر يرجع إلي وجود تأثيرات التفوق epistasis . وجدير بالذكر فأن تباين هذا الفرق ينبغي ألا يكون مختلفا ومعنويا عن قيمة الخطأ التجريبي experimental error في حالة غياب التفوق .

وجدول تحليل هذا التصميم يكون كما يلي :-

S.O.V	df	SS	MS	EMS
Epistasis	m	$\sum D_i^2 i$	MS EP	S^2e+mrS^2tp
aa	1	$\frac{(\sum Di)}{6m}$	MS aa	$S^2e+3mrS^2aa\&ad+6mrS^2aa$
aa & ad	m-1	Difference EP – aa	MS aa & ad	$S^2e+3mr S^2 aa \& ad$
Error	3m(r-1)		MSE	S^2e
Error(within FS)	3rm(S-1)		MSw	S^2w

وجدير بالذكر فأن تقديرات التباين الوراثي المضيف S^2A ، السيادي S^2D والتفوقي S^2AA في عشيرة الجيل الثاني والمقدرة في تصميم NcIII , TTc يمكن أن ألا تكون دقيقة بسبب وجود الارتباط Linkage) ويجب ألا يغيب عن الذهن أن الارتباط غير المتزن Linkage disequilibrium ما يكون في الجيل الثاني . ولذا يفضل عمل التلقيحات أو التهجينات عشوائيا random mating لأفراد الجيل الثاني لعدة أجيال متتابعة وبعد تطبيق التصميمات التزاوجية السابقة .

وهذا ينعكس بالضرورة علي مختلف القيم أو التقديرات الوراثية والتي تتأثر بوجود حالة الارتباط Linkage أيضا فأن عمل أو الحصول علي هذه القديرات أو القيم قبل وبعد عمل

عشوائية التهجين أو التلقيحية يمكن الحكم علي مقدار تأثير حجم ووجود Linkage وأثره علي أتزان هذه التقديرات .

التوليف ما بين نظم التزاوج المختلفة Combination of mating designs

أن استخدام عدة تصميمات تزاوجية علي نفس العشيرة يعطي فكرة جيدة ومعلومات كافية عن طبيعة مكونات التباين من هذه العشيرة حيث يكون هناك تقديرات متباينة لها في حالات مختلفة من الارتباط وكذلك التفوق .

٦- في حالة الهجن التبادلية Diallel Crosses

أوضحنا في الفصول السابقة الطرق الأربعة لتحليل الهجن التبادلية لـ Griffing (1956) بموديلاتها العشوائي والثابت . ولكن لم نتطرق بالتفصيل إلي أثر التربية الداخلية ووجود أم عدم وجود التفوق الوراثي. ونعرض هنا بعض الطرق مع تباين EMS cov Rel وكذلك EMS

model 1,2 في حالتي : F1 = 1 & No epistasis , No epistasis & F = 0

Anova for diallel method 4 (W/0 parents and reciprocal)

S.O.V	d.f	MS	EMS , Model 1	EMS, Model 2	EMS cov . Rel
Rep's	(r-1)	MSr			
Crosses	[n(n-1)/2]-1	Mc	S^2e+rS^2e	S^2+rS^2c	S^2e+rS^2c
G C A	n-1	Ms_{gca}	$S^2e+[\frac{r(n-2)}{n-1}]S^2gca$	$S^2e+rS^2Sca+r(n-2)S^2ca$	$S^2e+r(covFS-2covH.S)+r(n-2)covH.S$
SCA	n(n-1)/2	Ms_{sca}	$S^2e+[2r/n(nC-3)]S^2Sca$		$S^2e+r[cov\ FS-2covHS]$
Error	(r-1)(n-2/2-1)	MS_E	S^2e	S^2e	S^2e
Total	r(n(n-1)/2)-1				

If F = 0 & No epistasis :

$$S^2gca = \frac{MSgca - MSsca}{r(n-2)} = \text{cov } HS = 1/4S^2A$$

$$S^2A = 4S^2gca,$$

$$S^2sca = \frac{MSsca - MSE}{r} \text{cov} FS - 2\text{cov} HS = ¼ S^2D$$

$$S^2D = 4S^2sca$$

If f = 1 & No epistasis :-

$$S^2gca = \text{cov HS} = ½ S^2A , S^2A = 2S^2gca$$

$S^2sca = cov\ FS - 2\ cov\ HS = S^2D\ ,\ S^2D = S^2sca$

وعندما تكرر التجارب للهجن التبادلية في بيئات زراعية متعددة ، بالموديل (Model II)

وبالطريقة السابقة فأن مكونات التباين الوراثي بعد عمل جدول تحليل التباين اللازم هي عندما

$F = 0$

$S^2A = 4S^2gca\ ,\ S^2D = 4\ S^2sca$

$S^2A.E = 4S^2gca.\ E\ ,\ S^2DE = 4S^2sca.E$

وجدير بالذكر أن في طرق Griffing الأخري فأن مصادر الاختلاف أو التباين الراجعة إلي Entries أو genotypes (التراكيب الوراثية) يمكن تقسيمها عبر المكررات Rep's ، البيئات environments وكما يلي :-

S.O.V	d.f	S.O.V
Reps	(r-1)	
Entries	(n-1)	GCA P-1 SCA P(p-3)/2 Error MSE'
Reps × Entries	(r-1) (n – 1)	
Error	rn(K-1) MSE	

MSE' = MSE / rK

طرق تحليل جاردنر وابرهارت **Gardner and Eberhart's analysis**

في هذا التحليل الإحصائي الوراثي استخدام الباحثين طريقة تصلح في حالة الهجن التبادلية الصنفية Inter-varietal crosses.

وذلك في محاصيل خلطية التلقيح . وقد اقترح في هذا الشأن ثلاثة طرق هي :-

١- الطريقة الأولي : تشتمل علي (Parental Self s + F_2's)

٢- الطريقة الثانية : وتشتمل علي : (Parents + F_1's —Methods 2

٣- الطريقة الثالثة : وتشمل علي : (One set of F_1 's (—Method 4

ونعرض هنا جداول تحليل التباين للطريقة الثانية والثالثة .

الطريقة الثانية

S.O.V	d.f
Rep's	r-1
Entries (C)	C-1
Varieties (gi)	P-1
Heterosis (hij)	P(P-1)/2
Varieties (hi)	P-1
Specific (Sij)	P(P-3)/2
Error	(r-1)

الطريقة الثالثة

S.O.V	d.f
Rep's	r-1
Hybrids (h)	h-1
General (hi)	p-1
Specific (Sij)	p(p-3)/2
Error	(h-1)(r-1)

المقارنة ما بين طرق تحليل الهجن التبادلية

Parents & one Set of F1'S

Hallauer		Gardner		Griffing
Reps		Rep's		Reps
Entries	54	Enteries	54	Enteris
Parents	9	Parents	9	GCA
P.V.C	1	Hetrosis	45	SCA
Crosses	44	Average	1	Error
GCA	9	Variety	9	
S.CA	35	Specific	35	
Error		Error		

Reciprocal crosses & Parents

Hallauer		Griffing	
Rep's		Rep's	
Entries	99	Entries	99
Parents	9		
P.Vsc	1		
Among crosses	89		
GCA	9	GCA	9
SCA	35	SCA	45
Maternal	9		
Reciprocal	36	Reciprocal	45
Error		Error	
Hallauer's Partition is orthogonal			

ويمكن استخدام طريقة الارتداد المتعدد لتحليل طرق الهجن المتبادلة :

Multiple liner regression to solve diallels

وهذه الطريقة يمكن الرجوع إليها في أحد المراجع الوراثية الإحصائية Javier Batren (1998).

ملاحظات هامة عند استخدام طرق الأجيال المتعددة :

بخصوص خطوات تنفيذ هذه الطرق (GMA) :-

١- عمل أو الحصول علي الأجيال المطلوبة .

٢- إجراء الاختبارات الحقلية وتجميع البيانات .

٣- حساب متوسطات الأجيال والتباين وتباين المتوسطات .

٤- عمل أو إجراء اختبارات Scaling test لاكتشاف التفوق الوراثي epistasis .

٥- تحليل المكونات الوراثية علي أساس متوسطات الأجيال .

أ- إذا كان التفوق الوراثي موجودا فأن الموديلات التي يجب أن تتبع هي تلك التي تشتمل علي بيانات ٥ أو ٦ أجيال Six or five parmeters الوراثي .

ب- إذا كان التفوق الوراثي غائبا فيفضل استخدام الموديلات التي تشتمل علي بيانات لثلاثة أجيال .

٦- تقدير أو حساب قوة الهجين ، معامل التربية الداخلية ودرجة السيادة .

مميزات استخدام طرق Generation mean analysis (GMA)

١- الخطأ التجريبي عند استخدام GMA يكون منخفضا بسبب استخدام المتوسطات عند إجراء العمليات الحسابية أي استخدام first order statistic بدلا من استخدام البيانات أو second order statistic .

٢- تكون هذه الطرق GMA أكثر ملائمة لمحاصيل ذاتية وخلطية التلقيح .

٣- يمكن استخدام عدة طرق أخري أكثر تعقيدا more comlex mdols تشتمل علي trignic epistasis and linkage .

٤- يمكن من خلالها تقدير قوة الهجين ومعامل التربية الداخلية .

٥- لا يسبب الارتباط (Linkage) أي انحرافات جوهرية في تقديرات تأثيرات المكونات الوراثية المضيفة والسيادية .

عيوب استخدام طرق GMA :

١- لا يمكن من خلالها تقدير قيم المكافئ الوراثي أو قيم التقدم الوراثي المتوقع الحصول عليه عند ممارسة الانتخاب .

٢- القيم أو التقديرات الموجبة والسالبة التي يمكن التحصل عليها من خلال هذه الطرق لا تكون لها ا قيمة تربوية أي لا يمكن أن يبني عليها برنامج تربية جيد .

بعض الاعتبارات الهامة التي يجب أن تؤخذ في الاعتبار عند استخدام نظم التزاوج المختلفة :

Consideration about mating designs .

١- التعامل مع المواد الوراثية غير المنتخبة unselected materials في المراحل الأولية في عملية التربية يكون المكون الوراثي المضيف هو السائد والمهم . ولكن عند ممارسة الانتخاب يبدأ هذا المكون في الاختزال أو النقص ويصبح المكونات الوراثية غير المضيفة هي السائدة والمهمة . وعليه فأن نظم التزاوج المختلفة التي يجب أن تستخدم هي التي تعكس بدقة هذه الحالة ، بمعني أننا يمكن أن تستخدم نظم التزاوج . , NC1 NC11 , BIPs في المراحل الأولي من عملية التربية وتستخدم طريقة الهجن التبادلية Diallel أو طرق متوسطات الأجيال GMA في المراحل المتأخرة أو التالية في التربية.

٢- تختلف جميع طرق أو نظم التزاوج في حجم المعلومات الوراثية التي تعطيها . فإذا افترضنا أننا بصدد تقييم مائة عائلة فأن الآباء التي يجب أن تستخدم في كل نظام تزاوجي سوف تختلف بالطبع أي أن

Design	DIP	NCI	NCII	TTC	Diallel
Number of parents	200	110	20	33	10

وبناءا عليه يمكن القول بأن :-

Covarage population : Bip > NCI >TTc > NeII > diallel

Amount of information :·Diallel > TTc > NcII > NcI > BIP

يجب عند استخدام طرق التزاوج المختلفة مراعاة كيفية التعامل نوع المحصول سواء ذاتي أو خلطي التلقيح ومن حيث سهولة إجراء عمليات التهجين المختلفة والوقت المناسب لذلك .

الفصل الثالث

نظم التلقيح أو التزاوج في محصول الذرة الشامية

Mating Designs in Maize

٣-١ مقدمة

من الأمور الهامة والتي يجب أن تؤخذ في الاعتبار عند تقدير مكونات التباين الوراثي بإتباع نظم التلقيح المختلفة ، أن يتوافر شرطين مهمين وهما الموديل العشوائي Random model عند إجراء التحليل الإحصائي الوراثي وأيضا الاختيار العشوائي عند اختيار العينة Random sampling . وتشتمل طريق التقدير لمكونات التباين الوراثي علي خطوتين أساسيتين كما أوضح Searls عام ١٩٧١ وهما :

١- أن يحدد لتحليل التباين الموديل المناسب ، وأن تتوافق قيم متوسطات مجموع مربعات الانحرافات المتوقعة مع الفعلية ، ويجب تكون كل القيم المتوقعة لمتوسطات مجموع مربعات الانحرافات في صورة خطية ، كذلك وأن يكون هناك إمكانية لصياغة مكونات التباين الوراثي المجهولة علي هيئة أو صورة معادلات خطية .

٢- حل المعادلات الخطية السابقة، وإيجاد قيم التباين الوراثي المجهولة. ولا تحتاج قيم متوسطات مجموع مربعات الانحرافات المتوقعة E.M.S في عمليات تحليل التباين لأن يفترض فيها بأن تكون ذات توزيع طبيعي Normality، وذلك لأن المكونات الداخلة في عملية تقديرا لتباين الوراثي أساسا تم اختيارها وتوافر فيها هذا الشرط مسبقا. ولكن هناك عدة أمور أوضحها الباحث Searls عام ١٩٧١ كما يلي ولابد من توافرها :-

(١) اللانحرافية : Unbiaseness

بمعني أن تكون تقديرات تباين مكونات التباين مبينة علي بيانات غير منحرفة أو غير متحيزة ، وعليه فالموديل الإحصائي الوراثي الذي يجب أن يكون أما عشوائي Random أو ثابت Fixed .

(٢) أقل تباين Minimum variance

بمعني أن تكون قيم تقديرات مكونات التباين المتحصل عليها من طريقة تحليل تباين معينة أن تكون علي هيئة أقل قيمة تباينيه مربعة وغير متحيزة أو غير منحرفة ، وهذا يعني بأن تكون جميع قيم تقديرات مكونات التباين S^2 أقل ما يمكن .

(٣) التقديرات السالبة Negative estimates

بمعني أنه يجب أن تكون مكونات التباين الوراثي محددة definition وأن تكون ذو قيم موجبة Positive . وقد أوضح Searle عام ١٩٧١ ايضاً أن سبب وجود القيم السالبة إنما يرجع إلي عدم مناسبة التصميم للتحليل لتقدير مكونات التباين الوراثي وإلي خطأ في اختيار العينات أو قلة عناصر أو أفراد العينة أو إلي عوامل أخرى خاصة مثل التنافس ما بين التراكيب الوراثية المنزرعة.

ولابد وقبل اختيار التصميم المناسب من مراعاة معرفة علاقات القرابة ونسبها حتى يمكن ترجمة ذلك في صورة مكون وراثي محدد ، وأغلب التصميمات الوراثية الخاصة بتحليل التباين كما هو معروف تشمل علي علاقات قرابة في صورة تغايرات Covariances وهذه لإيجادها لابد من توافر الشروط التالية :-

1-Normal mendelian diploid inheritance

التوارث المندلي الثنائي العادي

2- No environmental correlations with relatives

انعدام العلاقة ما بين البيئة و الانسال الوراثية .

3- No maternal effects

انعدام التأثير الأموي

4- Linkage equilibrium in the population samples

توافر التوازن الارتباطي الوراثي في العشيرة تحت الاختبار.

5- No inbred release

الانسال يجب ألا تكون سلالية المصدر

6-Relatives as random members of same specified population.

الاختيار العشوائي للانسال في العشيرة تحت الاختبار .

وأغلب هذه الشروط تكاد تكون منطقية ومتوافرة في أغلب عشائر الذرة الشامية فيما عدا شرط الاتزان ألارتباطي الوراثي Linkage أو هو الذي يسبب باستمرار انحرافات في قيم التباين الوراثي.

وهناك بعض التصميمات الوراثية الإحصائية تكون أكثر استخداما من غيرها وهذا يتوقف علي طبيعة العشيرة ، وما هو قدر المعلومات التي يراد تقديرها من العشيرة تحت الدراسة وأهم هذه التصميمات ما سوف نستعرضه الآن والذي سبق التنويه عنها:-

٢-٣ الأنسال ثنائية الآباء Biparental progenies

وهذا التصميم يعتبر من أبسط التصميمات الوراثية لتحليل التباين الوراثي . وأول من أشار إليه Mather عام ١٩٤٩ وفي هذا التصميم يتم التلقيح أو التهجين ما بين فردين يتم أختيارهما عشوائيا من عشيرة ما لإنتاج الجيل الأول والعكسي له ، ويمكن خلط بذورهما معاً . فإذا تم اختيار عدد وقدره (n) من النباتات فأننا سنحصل علي عدد من الهجن لها درجات الحرية ومتوسط مجموع مربعات لانحرافات حقيقة ومتوقعة كما ورد في الجدول التالي (٣ – ١).

جدول (٣-١) تحليل التباين لمكونات التباين في تصميم الانسال ثنائية الآباء

Source	D.F	M.S	S.M.S
Among crosses	(n/2)-1	M2	$S^2w + KS^2C$
Within crosses	(n/2)(k-1)	M1	S^2w
Total	(nk/2)-1		

ويلاحظ أن (n) هي عدد الأباء ، (k) هي عدد للنباتات داخل كل هجين علي التوالي . وإذا ما أجري الاختبار في عدة بيئات مختلفة فأنه يمكن وضع جدول تحليل التباين في الصورة التالية (٣ – ٢) .

جدول ٣-٢ تحليل التباين في التصميم النسلي ثنائي الأباء عند اختيار النسل في عدة مكرارات.

Source	D.F	M.S	E . M . S	
			Comp. of var.	Cov . of relatives
Replication	r-1			
Among crosses	(n/2)-1	M_3	$S^2w+kS^2+rkS^2c$	$S^2w+kS^2+rkCov$
Error	(r-1)[(n/2)-1]	M_2	S^2w+KS^2	$S^2w + kS^2$
Total	r[(n/2)-1]			
Within crosses	r(n/2)(k-1)	M_1	S^2w	$S^2w+(S^2G-Covf)$

ويلاحظ أن r عدد المكررات ، n عدد الأباء ، k عدد النباتات علي التوالي . و اختبار المعنوية (F) ما بين الهجن يمكن عمله إذا كان هناك أختلافات كبيرة داخل الهجن .هذا التصميم يعطينا قدر من المعلومات عن طريق معنوية التباين الوراثي الموجود ككل ولا يعطي مكونات هذا التباين الوراثي بصورة مفصلة.

Mather عام ١٩٤٩ هو اول من هذا أشار إلى هذا التصميم حيث تكون :-

$$S^2C = 1/2\ S^2A + 1/4\ S^2D + E1$$

وبعبارة أخري وحسب ما أوردة Mather

$$S^2C = 1/4\ D + 1/16\ H + E$$

أما بخصوص

$$S^2w = S^2G1 - Cov\ Fs = 1/2\ S^22 + 3/4\ S^2D + kE2$$

وعلي حسب تصميم Mather ايضاً تصبح قيمة S^2w تساوى :

$$S^2w = 1/4\ D + 3/16\ H + E$$

والتقدير E1 يمكن الحصول عليه من متوسطات مجموع الخطأ التجريبي ولكن E2 من الصعب الحصول عليه في مثل هذا التصميم .

كذلك فان :-

$$S^2C = 1/2\ S^2A + 1/4\ S^2D^2$$

$$S^2w + 1/2\ S^2A + 3/4\ S^2D + KE2$$

وإذا أضفنا إلي الافتراضات السابقة أن S^2D تساوي صفر فأنه يمكن أختصار المعادلات السابقة إلي :

$$S^2C = 1/2\ S^2A\ ,\ S^2w = 1/2\ S^2A + KE2$$

ويمكن الحصول علي قيم S^2A ، E2 بواسطة الجدول وكما يلي :

$$(M3 - M2)/(rk) = S^2C = 1/2S^2A$$

$$KE_2 = (S^2w - S^2C)/r$$

ومن تقديرات S^2A ، KE2 يمكن الحصول علي جزء التباين الكلي. ويمكن الحصول علي قيمة المكافئ الوراثي (h^2) بهذه الصورة

$$h^2 = S^2A/(S^2A + K\hat{E}2)$$

وتباين هذا التباين الوراثي الكلي يمكن الحصول عليه من خلال المعادلة التالية :-

$$V(\hat{S}C^2) = [\frac{2}{(rK)^2} + \frac{M_3^2}{(n/2+1)} + \frac{M_2^2}{(r-1)(n/2)+1}]$$

والخطأ التجريبي لقيمة المكافيء الوراثي التالية هي (Dickerson 1969) تساوى :

$$\hat{h}^2 = 2S^2C /(2S^2C+k\hat{E}_2)$$

$$SE(h^2) = 2SE(S^2C)/(2S^2C + k\hat{E}_2)$$

حيث أن $S.E(\hat{S}^2C)$ هي الجذر التربيعي لتباين S^2C والبسط هو تباين الشكل المظهري .

عموما هذا التصميم ليس كافيا لمربي النبات لعمل تخطيط كامل لبرنامجه ولكنه يعطي الحد الأدنى من المعلومات عن الاختلافات الموجودة في العشيرة تحت الاختبار فقط .

٣ - ٣- طرق ارتداد النسل على الآباء Parent - offspring regression

Robinson عام ١٩٤٩ و آخرين استخدام طريقة ارتداء النسل علي الأباء في محصول الذرة الشامية . وأوضح بأن المعادلة الارتدادية المناسبة هي :

$$Yi = a + b\,x\,i + ei$$

حيث أن Yi هي متوسط للنسل ، xi هي القيمة المناسبة للصفة في جيل الأباء i (So) ، b هي ارتداد Yi علي xi ، ei هي قيمة الخطأ المشترك مع Yi وعلية ، فيمكن في هذه الحالة إيجاد قيمة الارتداد (b) بهذه الصورة

$$b = \sum x\,y / \sum x^2 = \sum_i (xi-\bar{x})\,(Yi-\bar{Y})/ \sum(xi - \bar{x})^2 = S\,xy / S^2y$$

وعندما تكون $f = 0$ فأن :

$$Cov\ po = 1/2\ S^2A + 1/4\ S^2AA + 1/8\ S^2AAA + \dots$$

$$\text{And} \quad b = 1/2\ S^2A/ S^2x = S^2A / (2S^2x)$$

ويمكن تقدير قيمة المكافيء الوراثي علي اساس النبات الفردي للصفات من معادلة خط الارتداد

$$h^2 = 2b = S^2A / S^2x$$

ويمكن أيضا حساب قيمة الخطأ القياسي بهذه الصورة :

$$S^2\,b = [\sum Y^2 - (\sum XY)^2 / \sum x^2] / [(n-2) \sum x^2]$$

$$= \text{deviations from regression} / \sum_i x_i^2$$

وعليه فإن الخطأ القياسي لقيمة المكافي الوراثي علي أساس النبات الفردي تساوي

$S.E(\hat{h})^2 = 2\ S\ E\ (b)$

ويمكن عمل الارتداد ما بين النسل ومتوسط الأبوين وفي هذه الحالة سيكون قيمة $X = x_1 + y_2 / 2$ ولابد من الافتراض بأن $S^2X1 = S^2y_2$ وأن x1 ، x2 غير متلازمين وأن :

$S^2x = 1/4\ S^2x_1 + 1/4\ S^2x_2 = 1/2\ S^2x$

كذلك فأن ،

$b = 1/2\ S^2A / [\ (1/2)\ S^2x\ ] = S^2A/S^2x$

$h^2 = b$

وفي نباتات الذرة يمكن عمل ارتداد S1 علي So وفي هذه الحالة فأن :

$Cov\ po = S^2A + 1/2\ S^2D + S^2AA$

والمكافيء الوراثي

$h^2 = b = (Cov\ po)/S^2x$

حيث أن S^2x هي مقدار الأختلافات المظهرية فيما بين نباتات (S0) .

ومعادلات الارتداد السابقة تكون صالحة عندما تكون الأباء غير سلالية وعند توافر التلقيح العشوائي في العشيرة. وفي حالة ما إذا كانت الآباء سلالية ولها علاقات أرتباطية مع بعضها البعض ، فقد أوضح Smith , Kinman عام ١٩٦٥ بأن التربية الداخلية ستؤدي إلي رفع قيمة المكافئ الوراثي أي تجعلها ذات قيم منحرفة ، وهذا الأمر يكون واضح بصورة أكثر في العشائر ذاتية التلقيح . وقد عدل كل من Smith & Kinman عام ١٩٦٥ التقديرات السابقة إلي تقدير عام وأشمل بهذه الصورة :b/(2rxy). حيث أن r x y هي تقدير للعلاقة ما بين الأب y ونسله x.

Kempthone عام ١٩٥٧ أوضح بان التقدير $h^2 = b(\ 2rxy\ )$ يعتبر كافي ومناسب في حالة bisexual or self pollinations . وبهذه الصورة التالية ولابد من معرفة أيضا مستوي التربية الداخلية

Parent – offspring generation	r x y	$h^2 = b/(2rxy)$
F_1 , F_2	1/2	bF_2, F_1
F_2 , F_3	3/4	$(2/3)\ bF_3 , F_2$
F_3 , F_4	7/8	$(4/7), F_4 F_3$
F_4 , F_5	15/16	$(8/15)bF_5 , F_4$
F_5 , F_6	31/32	$(16/32)bF_6 , F_5$

ويمكن من طريقة الارتداد كما هي واردة في جدول ٣-٢ تقدير قيم التباين الوراثي السيادي

$Cov\ FS = 1/2\ S^2A + 1/4\ S^2D$

$Cov\ po = (1/2)S^2A$

وعلي الافتراض بغياب التفوق no epitasis فأن :

$4(Cov\ Fs - Cov\ Po) = S^2D$

وإذا توافرت معلومات عن الأنسال الناتجة من التهجين ما بين أبوين ، فأنه يمكن عمل معادلات تشمل علي ثلاثة مكونات وراثية مثل التأثير ألتفوقي (الإضافي × الإضافي) كمايلي :

$F2 = (1/2)S^2A + (1/4)\ S^2D + (1/4)S^2AA$

$Cov\ Po = (1/2)S^2A + (1/4)S^2AA$

$S2G - Cov\ FS = (1/2)\ S^2A + 3/4\ S^2D + (3/4)S^2AA$

وإذا كان التأثير الغير مضيف صغير بالنسبة إلي التأثيرات المضيفة ، فأن كل معادلة سوف تحوز علي قيمة متوقعة صغيرة من S^2A وسوف تصبح التباينات متشابهة ، أما إذا كانت التأثيرات غير الإضافية مهمة، فأن التباين داخل القطعة التجريبية سينحرف عن الاثنين الآخرين.

٣-٤ التقسيمات التهجينية Cross Classification

٣-٤-١ الهجن التبادلية Diallel Crosses

تعتبر طريقة التهجينات التبادلية Diallel crosses من أكثر الطرق أنتشارا وشيوعا في تقدير مكونات التباين الوراثي وذلك لسهولة الإجراء والتحليل وتفسير النتائج ، لكن يعاب علي هذه الطريقة أنه بزيادة عدد الأباء تزداد أعداد الهجن التي يجب علي المربي أختبارها ويوضح الجدول التالي ذلك وخاصة وعندما يرتفع عدد الأباء إلي ١٠٠ أب فنجد أن عدد الهجن المطلوب اختبارها ومع الحالة العكسية (٩٩٠٠) وهذا أمر يكاد من المستحيل تنفيذه، ولذا يفضل ألا تجري طريقة التلقيحات التبادلية إلا في الخطوات النهائية من برامج التربية .

جدول ٣-٣ عدد الآباء وعدد الهجن الناتجة منها في طريقة التلقيحات او التهجينات القمية والتبادلية.

Number of parents	Combinations		Permutations	
	Crosses	Total	Crosses	Total
5	10	15	20	25
6	15	21	30	36
7	21	28	42	49
8	28	37	56	64
9	36	45	72	81
10	45	55	90	100
15	105	120	210	225
20	190	210	380	400
50	1225	1275	2450	2500
100	4950	5050	9900	10000
n ▲	n(n-1)/2	n(n+1)/2	n(n-1)	n^2 ■

▲ مجموع عدد الآباء و الهجن تساوي $n + n(n-1)/2 = n(n-1)/2$

■ مجموع عدد الأباء والهجن العكسية $n + n(n-1) = n^2$.

وفي طريقة التهجينات القيمة يلزم أن تكون التهجينة الواحدة ممثلة لنبتات العشيرة وهذه تختلف علي حسب نوع النبات نفسه. وتختبر الهجن الناتجة بعد ذلك في قطاعات كاملة العشوائية إذا كان عدد الهجن قليلا (من ١ الى١٢ أما إذا زاد العدد عن ذلك وكان هناك خوف من زيادة حجم التباين البيئي بين الوحدات التجريبية فيمكن في هذه الحالة استخدام بعض التصميمات الخاصة بالقطاعات العشوائية غير الكاملة مثل التصميمات الشبكية Lattice .

ويوضح الجدول التالي تحليل في طريقة التلقيح التباديلي عند إجراء اختيارات الهجن في عدة مناطق (e).

جدول ٣-٤ تحليل التباين لطريقة التلقيح أو التهجين التبادلي عند تنفيذها في منطقة واحد (e) .

Source	d.f	E.M.S		
		S.S	Model -1	Model - 2
Environments (E)	e-1			
Replications/E	e(r-1)			
Crosses (C)	[n(n-1)/2]	M_3	S^2+rk^2C	$S^2+rS^2CE+reS^2C$
C × E	(e-1)[[n(n-1)/2]-1]	M_2	S^2+rK^2CE	S^2+rS^2CE
Pooled error	e(r-1)[n(n-1)/2-1}	M_1	S^2	S^2
Total	er[n(n-1)/2]-1			

ولتكملة تحليل التباين لتقدير قيم القدرة العامة والخاصة علي الائتلاف ، لابد أن تكون الاختلافات فيما بين الهجن معنوية ، كذلك لابد من تحديد ماهية نوعية اختيار الأباء ومصدرها لأن ذلك سيحدد نوع الموديل المستخدم، هل موديل ثابت Fixed أو موديل عشوائي Random وعليهما سوف يتوقف مدي التغيير في تفسير النتائج فيما بعد . فإذا كان الاختيار ثابت سمي الموديل بالموديل الأول Model I وإذا كان عشوائيا سمي الموديل بالموديل الثاني Model II .

ويوضح الجدولين ٣-٥ ، ٣-٦ تقسيم مجموع مربعات الانحرافات للهجن ودرجات الحرية الناتجة من استخدام طريقة الهجن التبادلية فيما بين خمسة أباء ولم يشمل التحليل علي الهجن العكسية.

جدول ٣-٥ مثال لكيفية وضع هجن العشيرة الناتجة من طريقة الهجن التبادلية ما بين خمسة أباء.

Parents	Parents					Margins
	1	2	3	4	5	
1		X_{12}	X_{13}	X_{14}	X_{15}	$X_{1.}$
2			X_{23}	X_{24}	X_{25}	$X_{2.}$
3				X_{34}	X_{35}	$X_{3.}$
4					X_{45}	$X_{4.}$
5						$X_{5.}$

وعليه فدرجات الحرية ومجموع مربعات الهجن يمكن أن تقسم فيما بين الخلايا نفسها وأيضا فيما بين المتوسط العام للهجن المشتركة في أب واحد والتي تسمي Margins وهذا ما يوضحه جدول ٤-٦.

جدول ٣-٦ تقسيم مربعات الانحرافات للهجن الناتجة بطريقة الهجن التبادلية

Source	d.f		S.S	S.M.S	
			M.S	M1	M2
Replicates	(r-1)	4			
Crosses	[n(n-1)/2]-1	9	M_2	S^2+rk^2C	S^2+rs^2C
Among margins	(n-1)	4	M_{21}	$S^2+[r(n-2)/(n-^2 1)]K^2\ g$	$S^2+nrS^2s+nrS^2g$
Among cells/m	n (n-3)/2	5	M_{22}	$S^2+[2r/[n(n-3]K^2s$	S^2+nrS^2s
Error	(r-1)[[n(n-)/2]-1]	36	M_1	S^2	S^2
Total	r n-1	49			

* r ,n ,تعبر عن عدد المكررات والأباء علي التوالي .

ويمكن تقسيم مجموع مربعات الهجن إلي القدرة العامة علي الائتلاف general combining ability أيضا وإلي القدرة الخاصة علي الائتلاف Specific combining ability وهذا ما يوضحه جدول ٣-٧ . ويتضح من هذا الجدول أنه في الموديل الأول الثابت تختبر معنوية M_{22} . M_{21} إلي M_1 وهذا في حالة معنوية M_{22} ، أما إذا لم تكن هي نفسها معنوية فيمكن إرجاع اختبار المعنوية لكل من M_{21} , M_{22} إلي M_1 .

جدول ٣-٧ تحليل التباين في طريقة الهجن التبادلية (الموديل الأول والثابت و الموديل الثاني والعشوائي) .

Source	D. f	Ms	E . M . S	
			M_1	M_{11}
Replication s	r-1			
Crosses	[n(n-1)/2]-1	M_2	$S^2\ +rK^2C$	S^2+rS^2C
GCA	n-1 .	M_{21}	$S^2+[r(n-2)/(n-1)]2k^2gca$	S^2+rS^2gca
SCA	n(n-3)/2	M_{22}	$S^2+[2r/(n(n-3)]K^2sca$	S^2+rS^2sca
Error	(r-1)[[n(n-1)/2]-1]	M_1	S^2	S^2
Total	r n-1			

*n , r تعبر عن عدد للمكررات وعدد الإباء .

وعليه وبإيجاز يمكن القول ، بأن الإباء في الموديلين هي عينة من العشيرة فقط وعليه فتحليل التباين لكل منهما واحد لكن يختلف التفسير فيما بعد للاختلاف في إجراء اختبارات المعنوية في كل منهما .

ومعادلة تحليل التباين يمكن أن تكون بهذه الصورة :-

$$Xijk = u + r_k + g_i + g_j + S_{ij} + P_{ijk}$$

حيث إن :

قيمة الهجين = Xijk

المتوسط العام = U

تأثير المكررة = rk

تأثيرات القدرة الخاصة على التالف = Sij

تأثيرات القدرة العامة على التآلف للأبوين= gi and gj

تاثير المكررة = Pijk

ويمكن حساب تأثيرات القدرتين العامة والخاصة على التآلف من المعادلتين :

$$\hat{g}_i = [\ 1/(n(n\text{-}2))]\ (nx_i - 2X_{..})$$

$$\hat{S}_{ij} = x_{ij} - [1/(n\text{-}2)](x_{i.} + x_{.j}) + [2/[(n\text{-}1)(n\text{-}2)]]x.$$

ومن جدول ٤-٦ يتضح بان S^2 هي الخطأ التجريبي وتقدر من مجموع مربعات M1 والتباين الخاص بأي تهجينه (xij) تساوي($\hat{S}^2$ /r) والتباين الخاص فيما بين أي هجينين يساوي ($2\hat{S}^2/r$) وتباين المتوسط العام لأي أب مشترك في عدة هجن (margins) يساوي $2\hat{S}^2/[(n\text{-}1)\ r]$.

وتباين القدرة العامة والخاصة علي الائتلاف يكون بهذه الصورة

$$\hat{S}^2(gi) = [1/(n(n\text{-}2))]S^2\ ,\ S^2(Sij) = [(n\text{-}3)/(n\text{-}1)]S^2$$

يفيد الموديل الأول - الثابت- في تحديد أحسن الإباء في قدرتها العامة الائتلافية وتحديد أحسن الهجن في قدرتها الخاصة الائتلافية ، هذا يفيد في محصول مثل الذرة الشامية في تحديد واستغلال التراكيب الوراثية في اتجاهات برنامجية معينة وخاصة إذا كانت الأصول سلالات ويراد تقيمها . في حين يفيد استخدام الموديل الثاني - العشوائي- في تحديد ما هي المكونات الوراثية السائدة في العشيرة والتي أنتجت منها تلك المواد أو التراكيب الوراثية تحت الدراسة. وفي هذا الموديل يمكن تحويل المكونات الواردة في جدول ٣-٧ إلي تغايرات الأخوة الأشقاء ونصف أو غيرا لأشقاء Covariance of F.S and H.S families .

جدول ٣-٨ تحليل التباين لطريقة الهجن التبادلية (n(n-1)/2) بطريقة التغاير Covariance .

Source	D . F	MS	E.M.S
Replications	(r-1)		
Crosses	[n(n-1)/2]-1	M_2	S^2+rS^2C
GCA	n-1	M_{21}	S^2+r(covFS-2covHS)+r(n-2)covHS
SCA	n(n-3)/2 .	M_{22}	S^2+r(cov FS-2cov HS)
Error	(r-1)[(n(n-1)/2)-1]	M_1	S^2
Total	r n-1		

n, r تعبير عن عدد المكررات وعدد الأباء علي التوالي .

إذا كانت هناك بيانات متوافرة عن النباتات الفردية، فان S^2 في جدول ٤-٨ سوف تساوي $[S^2G\text{-}CovFs+S^2we]/k+S^2e$ حيث أن K هي عدد النباتات. ويمكن من هذا الجدول تحويل مكونات التغاير إلي التباين ألمضيف additive والسيادي dominance بهذه الصورة.

$S^2A = 4Cov\ HS = 4(M21 - M22) /[r(n\text{-}2)]$

$S^2D = 4[Cov\ FS - 2Cov\ H.S] = 4(M22\text{-}M1)/r$

وهذا مع الافتراض بأن حالة التفوق epitasis غائبة وأن معامل التربية الداخلية (F=0) او كانت F = 1 وهذا يتوافر في حالة سلالات الذرة الشامية وأغلب محاصيل ذاتية التلقيح فأن :-

$S^2A = 2\ Cov\ HS$

$S^2D = Cov\ FS - 2\ Cov\ HS$

فيما سبق استعرضنا فقط طريقة واحدة وهي الطريقة الأولى (n(n-1)/2) من طرق الهجن التبادلية التي اقترحها Griffing ١٩٥٦والتي أطلق 4 , 3 , 2 , 1 . وتشتمل الطريقة الأولى على جميع التراكيب الوراثية (الإباء والهجن الناتجة منها وهجنها العكسية) ،وتشتمل الطريقة الثانية على الإباء والهجن في اتجاه واحد ، و تشتمل الطريقة الثالثة على الهجن والهجن العكسية ودون الإباء ، والطريقة الرابعة تشتمل علي الهجن فقط وفي اتجاه واحد ودون اشتراك الإباء .ومن أكثر الطرق استخداما وملائمة لتربية الذرة الشامية هي الطريقة الرابعة وخاصة وعندما تكون الأباء سلالية . أما في بقية الطرق ستكون F=1 للأباء ، F=0 للهجن وهذا يسبب بعض المشاكل عند تقييم الأباء والهجن في الظروف الحقلية معا. كذلك يتسبب اختلاف نمو الإباء السلالية والهجن في بعض المشاكل مثل المنافسة وهذا يسبب انحرافات في تقديرات التباين الوراثي للصفات.

Cokerham ام ١٩٦٣ قسم مجموع مربعات الهجن إلي القدرة العامة و الخاصة علي الائتلاف وإلي التأثير الأموي والتأثير العكسي .

يوضح الجدول التالي(٣ - ٩) طريقة تحليل الهجن التبادلية باشتراك (n) من الأباء و n(n-1)/2 من الهجن.

جدول ٣ - ٩ تحليل التباين للهجن التبادلية باشتراك الإباء والهجن

Source	d.f		S.S	M.S
	General	R=3,n=10		
Replications	r-1	2		
Entries	[n(n-1)/2]-1	54	S_2	M_2
Parents	n-1	9	S_{21}	M_{21}
Pvs .C.	1	1	S_{22}	M_{22}
Crosses	[n(n-1)/2]-1	44	S_{23}	M_{23}
G.C.A	n-1	9	S_{231}	M_{231}
S.C.A	n(n-3)/2	35	S_{232}	M_{232}
Error	(r-1)[(n(n+1)/2)-1]	108	S_1	M_1
Total	[rn (n+1)/2] -1	164		

وهذا التحليل يشابه الطريقة الثانية عند Griffing ولكن هنا SCA ذات درجات n(n-3)/2 في حين عند Griffing n(n-1)/2 والاختلاف في درجة (n) مرجعة إلي المقارنة ما بين الأباء والهجن . وتلك يمكن اعتبارها تعبير عن حالة قوة الهجين.

عموما ، تحليلات الهجن التبادلية أكثر شيوعا واستعمالا في الأصناف مفتوحة التلقيح والأصناف التركيبية والهجن التركيبية . وفي كل هذه الأحوال لا يخاف من تأثيرات المنافسة حيث تتقارب قوة نمو الإباء والهجن الناتجة منها إلي حد كبير خلاف الوضع الذي ذكرناه مسبقا والذي يشمل علي أباء سلالية وهجن ناتجة منها. أن تقييم الصنف والهجن الصنفية بهذه الطريقة مهم للغاية في برامج الذرة وذلك للأسباب التالية

(١) تقدير القدرة النسبية Relative potential للأصناف كعشائر في برامج التربية.

(٢) تقييم الاستجابة الصنفية عند وضعها في برامج تربية مختلفة من طرق الانتخاب المتكرر أو الدوري.

أخيرا نود نشير ، إلي أنه إذا كانت الأصناف الأبوية منتخبة قبل التهجين وذات صفات مرغوبة فإن الموديل الأول Model I في التحليل يعتبر مناسب لضبط وتقدير القدرة العامة GCA

للأصناف وكذلك تقدير القدرة الخاصة S.C.A للهجن الصنفية الناتجة منها . وسوف نعود مرة أخرى لهذا الموضوع بالتفصيل في الفصول اللاحقة ولعرض أمثلة تحليلية.

٣ - ٤ -٢ طريقة جاردنر – ابرهارت – التحليل الثاني.

Gardner – Eberhart – Analysis II

أيضا هذه الطريقة تعتبر مفيدة في تقييم الأصناف والهجن الناتجة منها. وهذه الطريقة تشتمل علي الإباء والهجن n(n-1)/2 ولكن تقسيم مجموع مربعات التركيب الوراثي The entry يختلف عن ذلك الذي أوردناه في جدول ٣-٩. ويوضح جدول ٣-١٠ التحليل بهذه الطريقة .

جدول ٣-١٠ تحليل التباين لمجموعة من الإباء الصنفية (n) وهجنها الصنفية n(n-1)/2 وتأثيرات قوة الهجين باستخدام طريقة جارنر – ابرهارت – التحليل الثاني.

S.O.V	d.f	S.S	Mean Squares	
			Gardner–Eberhart	Diallel
Replications	r-1			
Enteries	[n(n+1)/2-1]	S'_2	M'_2	$=M_2$
Varieties (vi)	n-1	$S'_{21}=(BG)_1$-cf	M'_{21}	
Heterosis (hij)	n(n-1)/2	$S'_{22}=(BG)_4-(BG)_1$	M'_{22}	
Averge (h-)	1	$S'_{221}=(BG)_2-(BG)_1$	M'_{221}	$=M_{22}$
Variety (hi)	n-1	$S'_{222}=(BG)_3-(BG)_2$	M'_{222}	
Specific H. (Sij)	n(n-3)/2	$S'_{223}=(BG)_4-(BG)_3$	M'_{223}	$=M_{223}$
Error	(r-1)[[n(n+1)/2]-1]		M_1	M_1
Total	[rn(n+1)/2]-1			

n,r تعبر عن عدد المكررات وعدد الأباء علي التوالي .

وهناك أربعة ملاحظات في هذا التصميم هي كالأتي :-

1- $x_{jj`} = u + 1/2\,(v_j + v_{j`}) = (B`G)$

2- $x_{jj`} = u + 1/2\,(v_j + v_{j`}) + vh = (B`G)$

3- $x_{jj`} = u + 1/2\,(v_j + v_{j`}) + vh + v(h_j + h_{j`}) = (B`G)\ 3$

4- $x_{jj`} = u + 1/2\,(v_j + v_{j`}) + vh + v\,(h_j + h_{j`}) + vs_{jj`} = (B`G)$

وفي كل هذه الموديلات u . vj . h- , hj وكذلك sjj` تعبر عن المتوسط وتأثير الصنف وتأثير قوة الهجين على التوالي . والمعامل (v) في هذا الموديل يساوي قيمة الصفر عندما تكون $j = j`$ وتساوي (١) عندما $j \neq j`$

ولأن هذا التصميم يركز علي أهمية قوة الهجين heterosis فأنة يعطي أكبر قدر ممكن من المعلومات عن سلوك الصنف والتعبيرات الأخرى لقوة الهجين للهجن الناتجة. وسوف نعرض في الفصول اللاحقة مقارنات مستفيضة بين طرق تحليل لطرق المختلفة للهجن التبادلية. وعن تداخل البيئة مع المكونات الوراثية المتحصل عليها من جراء استخدام طريقة الهجن التبادلية ، فقد أوضح Matzinger عام ١٩٥٩ بأنة لا يوجد اختلاف يذكر في هذا الشأن إلا في تداخل المكونات الرئيسية فقط مع البيئة وذلك في التحليل العادي وخاصة في الموديل الأول والثاني .ويوضح الجدول التالي تداخل أو تفاعل المكونات الوراثية المختلفة مع البيئة (جدول ٣-١١). وإذا افترضنا أن التأثيرات البيئية ذات تأثير عشوائي، فأن أختيار (F) للتأثيرات الرئيسية main effects نستخدم مجموع مربعات الموديلين الأول والثاني . وإذا أفترضنا أن تأثيرات البيئة ثابت ، فأن تأثيرات الأباء في الموديل الأول وجميع التأثيرات الرئيسية ومداخلاتها مع البيئة لابد وأن تختبر مع الخطأ التجريبي العام Pooled error بالنسبة للموديل الأول.

جدول (٣-١١) يمكن تقديرها بهذه الصورة.

S. O . V	D.F.		E.M.S	
	General	E =b , r =3 , n=10	M1	M2
Environments (E)	e-1	5		
Replications/E	e (r-1)	12		
Entries	[n(n+1)/2]-1	54	$S^2+rS^2en+erk^2n$	$S^2+rS^2en+erS^2n$
Parents	n-1	9		
P . VS .e.	1	1		
Crosses	[n(n-1)/2]-1	44		
G.C.A	n-1	9		
S.CA	n(n-3)/2	35		
Eentries	(e-1)[(n(n+1)/2)-1]	270	S^2+rs^2en	S^2+rS^2en
E × p	(e-1)(n-1)	45		
E×pvs. c	(e-1)	5		
E×C.	(e-1)[(n(n-1)/2)-1]	220		
E×G CA	(e-1)(n-1)	45		
E×SCA	(e-1)[n(n-3)/2]	175		
Polled Error.	E(r-1)[n(n+1)/2-1]	648	S^2	S^2
Total	Ern (n+1)/2-1	989		

ويمكن أن تستغل تقديرات مكونات التباين الوراثي المتحصل عليها من الموديل الثاني في تقدير قيمة المكافئ الوراثي Heritability (h^2) وكما يلي:

$$h^2 = 4\hat{S}GCA / (\hat{S}^2/r + 4S^2SCA + 4 S^2GCA)$$

وتعتبر قيمة المكافيء الوراثي القدرة هنا تعبير عن المكافيء الوراثي بالمعني الضيق narrow sence ولتقدير الخطأ القياسي Standard error بالنسبة للمكافيء الوراثي ، فقد أعطي Dickerson عام ١٩٦٩ معادلة مبسطة لذلك بنيت علي أساس معادلات كل من Graylill وآخرين عام ١٩٥٦ وكذلك Grayllil and Rebertson عام ١٩٥٧ وبناءا علي تلك المعادلات تصبح قيمة الخطأ القياسي للمكافيء الوراثي علي حسب جدول ٣-١١ بهذه الصورة :

$$SE (h^2) = 4\ S.E(\hat{S}^2GCA) / (S^2/r + 4\hat{S}^2SCA + 4S^2GCA)^2$$

$$Var (S^2GCA) = \frac{2}{[r(n-2)]^2}\left[\frac{M^2{}_{21}}{n+1} + \frac{M^2{}_{22}}{n(n-3)/2+2}\right]$$

ويجب أن نلاحظ أن تقديرات مكونات التباين عند إجرائها في بيئة واحدة تكون منحرفة لأن تقدير S^2A تشمل علي ($SA^2 + S^2AE$) معا ولكن إذا ما كررت التجارب بهذا الخصوص لعدة سنوات أو في عدة مناطق فأن مقدار الانحرافات تقل باستمرار. كذلك فأن التباين المظهري pheriotypic variance سوف يشتمل علي تفاعلات S^2GCA , S^2SCA مع البيئة . و تعتبر تقديرات الكفاءة الوراثية heritability المستخرجة من طرق الهجن التبادلية Diallel أدق من أي تقديرات مستخرجة من نظم تلقيح أخري ، وذلك يتوقف علي عدد الأباء المشتركة ومقدار حجم الخطأ القياسي لتباين GCA.

وقد ناقش كل من Sokol and Baker عام ١٩٧٧، Baker عام ١٩٧٨ بعض المسائل المتعلقة باستخدام طرق الهجن التبادلية Diallel من ناحية اختيار الموديل لتحليل البيانات تحت الدراسة مثل الموديل الثابت والأول والموديل الثاني او العشوائي والسابق الكلام عنهما. ووضع افتراضين محددين لتفسير النتائج المتحصل عليها من تحليلات طرق الهجن التبادلية وهي :-

١- استقلالية independent توزيع الجينات في الآباء المشتركة في عملية التهجين.

٢- عدم وجود تفوق no epistasis

ويكون الافتراض الأول منطقي ويمكن توافره أو تحقيقه في طرق تحليل الهجن التبادلية لأن عدد الإباء الداخلة عادة ما يكون صغيرا ، فاستقلالية توزيع الجينات لعدد (n) في المواقع الوراثية لا

يمكن أن يكون إلا في حالة اشتراك عدد من الأباء قدرة علي الأقل "2ⁿ. إما عن الافتراض بعدم وجود تفوق ، فهذا عادة ما يصعب تحقيقه أو توافره ، ويؤدى وجود التفوق بصفة عامة إلى وجود قيم غير حقيقية بالنسبة لمجموع مربعات القدرة العامة والخاصة علي الائتلاف (G.C.A ، S.C.A) وفى تأثيراتها وتبايناتهما (Baker 1968) وسوف نتناول هذا الموضوع بالتفصيل في احد الفصول اللاحقة .

٣-٤-٣ التصميم الثانى Design II

التصميم الثاني أو التصميم العاملي Factorial design أقترحه كل من Comstock and Robinson عام ١٩٨٤. وبرغم أن هذا التصميم يختلف تماما عن طريقة الـ Diallel السابق توضيحها في الأساس التحليلي، إلا أنهما مشتركان معا في نوعية المعلومات الوراثية التي يعطيها كل منهما. ففي طريقة الهجن التبادلية Diallel نفس الأباء تستخدم كذكور males وإناث females ولكن في حالة التصميم الثاني – يخصص مجموعة نباتات كذكور وهذه تختلف عن مجموعة أخري تعتبر كإناث يتم التهجين فيما بينهما ، ويكرر ذلك في عدة مجموعات أخري ويوضح الجدول التالي الفرق بين الطريقتين .

جدول ٣-١٢ مقارنة ما بين طريقة Diallel وطريقة Design II

Diallel					Design II				
Parents (Females)	Parents (males)				Parents (males)				
	1	2	3	4	Parents (Females)	1	2	3	4
1	----	X12	X13	X14	5	X15	X25	X35	X45
2	X21	----	X23	X24	6	X16	X26	X36	X46
3	X31	X32	----	X34	7	X17	X27	X37	X47
4	X41	X42	X43	-----	8	X18	X28	X38	X48

فإذا كان لدينا أربعة أباء فهي تعطي ٦ هجن أي ١٢ هجين مع الحالة العكسية وذلك في حالة Diallel، في حين لو كان لدينا ثمانية أباء فهي تعطي ١٦ هجين في حالة DII . ويوضح الجدول التالي ذلك.

جدول ٣-١٢ مقارنة ما بين عدد الهجن الناتجة عن D II, Diallel لعدد من الآباء(n)

No. of Parents	Number of crosses		Ratio of crosses
	Diallel	Design II	D II diallel
4	6	4	0.67
6	15	9	0.60
8	28	16	0.57
10	45	25	0.56
16	120	64	0.53
20	140	100	0.53
30	435	225	0.52
50	1225	625	0.51
100	4950	2500	0.50
n	n(n-1)/2	$n^2/4$	n/[2(n-1)]

وبزيادة عدد الآباء المشتركة يزداد عدد الهجن الناتجة في كلا التصميمين ولكن معدل الزيادة أكبر في Diallel عما في حالة Design II وكما هو واضح من جدول (٣-١٢) فإن التصميم الثاني يشمل علي إناث وذكور منفصلة ، وعليه فلابد وأن يشمل جدول تحليل التباين عليهما بالإضافة إلي التداخل بينهما . وهذا ما يوضحه جدول (٣-١٤) ونلاحظ من مجموع المربعات المتوقعة Expected بالنسبة للذكور males والإناث females في التصميم الثاني Design II تكون متعادلة أو مساوية لقيم GCA، male × females تكون متساوية لـ SCA في التصميم للهجن التبادلية، أي هناك تقديرين مستقلين يمثلون القدرة العامة علي الائتلاف GCA. و " F " التقريبية يمكن أن يجري لما بين الذكور والإناث وبالنسبة إلي تداخل الأناس والذكور. وبالمثل كما في تحليل طريقة الهجن التبادلية، الموديل الأول ستكون قيم تأثيرات القدرة العامة ممثلة بالذكور والإناث وتأثيرات القدرة الخاصة على الائتلاف ممثلة بالتداخل ما بين الذكور والإناث .

ويعطى التصميم الثاني تقديرات لمكونات التباين الوراثي و تغايرات النسب . فمن جدول ٣-١٤ نجد أن :

$$S^2m = S^2f = Cov\ HS = (1/4)\ S^2A \quad , \quad (F = 0)$$

$$= (1/2)\ S^2A \quad , \quad (F = 1)$$

$$S^2\ mf = Cov\ FS - Cov\ HSm - Cov\ HSF = 1/4\ S^2D, \quad (F=0)$$

$$= S^2D \quad , \quad (F = 1)$$

وكل هذه التقديرات تكون صحيحة أو دقيقة بافتراض غياب التفوق epistasis no وهناك تقديرين مستقلين لـ S^2A ويمكن حسابهما عندما تكون F = 0 فهذه الصورة :-

$S^2Am = 4(MS-M3)/ rf$, $S^2AF = 4(M4-M3)/r\ m$

جدول ٣ ـ ١٤ مكونات تحليل التباين للتصميم الثاني D II .

S. O. V	d.f	M.S	E.M.S	
			Components of var	Covariance of relatives
Replication	(r-1)	M_5		
Males	(m-1)	M_4	$S^2+rs^2fm+rfs^2m$	$S^2+r(covFs-covHS_f-covHs_m)$ +rfcov-S
Famales	(f-1)	M_3	$S^2+rs^2fm+rmS^2f$	$S^2+r(covFS-covHS_f-covHS_m)$ $+rmcov_fH$
Males×Females	(m-1)(f-1)	M_2	S^2+rs^2fm	$S^2+r(covFS-covHS_f-covHS_m)$
Error	(r-1)(mf-1)		S^2	S^2
Total	r mf-1	T		
Within plot	r mf(k-1)	M_1*		

*M1 = متوسط مجموع مربعات داخل القطعة التجريبية plot وتشمل علي التباين الوراثي داخل القطعة التجريبية (S^2Wg) والتباين البيني S^2we . وأن $S^2wg = S^2G\text{-}covFs$ وأيضا $S^2=S^2we+(S^2G\text{-}covFS)+S^2P$ حيث أن S^2G هي المجموع الكلي لتباين الخطأ للقطعة التجريبية و k عدد النباتات التي أخذ عليها القياس في كل قطعة تجريبية .

وتباين (v) لتقديرات التباين الإضافي (S^2A) هي :-

$$V(\hat{S}^2Am) = \frac{16}{(rf)^2}\left[\frac{M^2{}_5}{m+1} + \frac{M^2{}_3}{(m-1)(f-1)+2}\right]$$

$$V(S^2AF) = \frac{16}{(rm)^2}\left[\frac{M^2{}_4}{F+1} + \frac{M^2{}_3}{(m-1)(f-1)+2}\right]$$

حيث أن التربية الداخلية للأباء تساوي صفر.

ويمكن تقدير S^2D كالأتي :-

$$S^2D = 4(M3-M2)/r$$

وتباينها هو :-

$$V(S^2D) = \frac{16}{r+2}\left[\frac{M^2 3}{(m-1)(f-1)+2} + \frac{M^2 2}{(r-1)(mf-1)+2}\right]$$

عموما ، لا تستخدم DII بصورة كبيرة كما هو الحال في حالة Diallel في محصول الذرة الشامية ولهذا أسبابه برغم أن نظام التهجين في كليهما متشابها وخاصة عندما تكون الأصول الوراثية سلالية. وإذا كانت المواد الوراثية non - inbred فلابد من عمل S_1 فيها قبل إجراء التصميم نفسه حتي تقل الاختلافات فيما بين النباتات والراجعة للتأثير البيئي. إلا أنة وحتي وبعد إجراء ذلك نواجه مشكلة حجم S_1 التي يجب أن تختار لتمثل التصميم.

وقد استخدم Hallauerعام ١٩٧٠ هذا التصميم لتقدير التباين الوراثي في الذرة الشامية باستخدام non - inbred parents لتقليل أثر الانتخاب عند اختيار (S1) المستخدمة.

ويعتقد أن DII يمتاز عن الـ Diallel في بعض الأمور التالية :-

١- يسمح باشتراك عدد أكبر من الأباء لتمثيل اغلب الأصول الوراثية لتعبر تعبيرا كاملا ودقيقا عن هذه الأصول أو التركيب الوراثية الأصلية التي يراد تقيمها.

٢- يسمح بإيجاد تقديرين مستقلين S^2A (لكل من الذكور والأناث)

٣- تقديرات S^2D تقدر هنا مباشرة من متوسط مجموع المربعات .

٤- السماح بعدد أكبر من الأباء بالاشتراك وذلك بتقسيم الأباء في مجاميع ثم يعمل بعد ذلك تحليل مشترك لهذه المجاميع فيما بعد. ويوضح الجدول التالي تحليل التباين بنظام المجموعات مقارنة مع طرق الهجن التبادلية مع ملاحظة أن كل مجموعة في DII تشمل علي ضعف عدد الأباء عما في حالة Diallel .

جدول ٣-١٥ عدد الهجن الممكنة من طريقة الهجن التبادلية والتصميم الثاني في الحالات المختلفة من أحجام الآباء خلال المجموعات .

No.of parents	Number of crosses									
	Sets of Diallel					Sets of design II				
	1	2	4	10	20	1	2	4	10	20
6	15	—	—	—	—	9	—	—	—	—
10	45	20	—	—	—	25	12[Φ]	—	—	—
20	190	90	40	—	—	100	50	24[Φ]	—	—
40	780	380	180	60	—	400	200	100	40	—
80	3,160	1,560	760	280	120	1,600	800	400	160	80
100	4,450	2,450	1,200	450	200	2,500	1,250	625[+]	250	120[Φ]
200	19,900	9,900	4,900	1,900	900	10,000	5,000	2.500	1.000	500
N[▲]	$n(n-1)/2$	$2[n'(n-1)/2]$	$4[n'(n-1)/2]$	$10[n'(n-1)/2]$	$[n'(n-1)/2]$	$n^2/4$	$2(n'^2/4)$	$4(n'^2/4)$	$10(n'^2/4)$	$20(n'^2/4)$

Φ عدد الذكور والإناث تكون غير متساوية

▲ N تتوقف علي مجموعة الآباء في المجموعات sets

جدول ٣-١٦ تحليل التباين للتصميم الثاني عند تنفيذه في مجموعات وفى بيئة واحدة

Source	d.f	Mean squares	E.M.S
Sets	(S-1) Φ		
Replication/Sets	S(r-1)		
Males / sets	S(m-1)	M_4	$S^2+rS^2fm+rfS^2m$
Females / sets	S(f-1)	M_3	$S^2+rS^2fm+rmS^2f$
Males × females/sets	S(m-1)(f-1)	M_2	S^2+rS^2m
Pooled error	S(r-1)(mf-1)	M_1	S^2
Total	S(rmf-1)		

Φ f,m,r,s عدد المجموعات ، المكررات ، الذكور ، الإناث ، علي التوالي . إذا كانت البيانات مأخوذة علي أساس نباتات فردية ، S^2 سوف تؤول إلي $[(S^2G - CovFS) + S^2we]/K+S$،

حيث أن K عدد النباتات التي أخذت عليها القياسات أو البيانات في القطعة التجريبية ، S^2P هي تباين الخطأ التجريبي للقطعة التجريبية .

وتحليل التباين (جدول ٣-١٦) للآباء المجمعة في مجموعات تشمل علي عدة مصادر راجعة إلي المجموعات Sets. ويتم تحليل المجموعات ثم يعمل لها تحليل مشترك وذلك بدرجات الحرية ومجموع المربعات علي مستوي جميع المجموعات بعد ذلك . ويوضح جدول (٣-١٧) تحليل التباين عند تكرار التجربة في أكثر من منطقة أو بيئة. واختبار F في هذه الحالة يمكن إجراءه لكل مصادر الاختلاف فيما عدا للذكور والإناث .وقد اقترح *Sattrhavaite – 1946* طريقة تقريبية تستخدم للاختبار. فبالنسبة للإناث (ونفس الشيء مع الذكور فيما يخصها بمتوسط مجموع المربعات) تجمــع $M_1 + M_2$ وتلك تختبر بالنسبة إلي M4 + M3 بدرجات الحرية التالية :-

$$m_1 = (M_1 + M_2)^2 / [\, M^2{}_7 / [S(f+1)] + M^2{}_2 / [S(m-1)(f-1)(e-1)]]$$
$$m_2 = (M_4+M_3)^2 / [M^2{}_4 / [S(m-1)(e-1)] + [M^2{}_3 / [S(f-1)(e-1)]]$$

وفي جدول ٣-١٦ ، ٣-١٧ افترضنا أن تأثيرات الآباء عشوائية وكذلك البيئات إما عن قياس متوسط السيادة The average dominance للجينات فيمكن قياسها من مكونات التباين الوراثي المستخلصة من متوسطات مجموع المربعات المتوقعة E.M.S. فإذا افترضنا أن العشيرة في حالة اتزان الارتباطي وراثي linkage equilibum أي أن $P = q = 0.5$ وأن حالة التفوق غائبة no epitasis ، فمكونات التباين الوراثي يمكن تقديرها بهذه الصورة :-

$$S^2A = (1/2) \sum_i a^2 \text{ and } S^2D = (1/4) \sum_{ij} d^2$$

$$\text{when } f = 0,\ S^2m = S^2f = \text{cov } H.S = (1/4)S^2A, \text{ and}$$
$$S^2mf = \text{cov } FS - \text{cov } HSm - \text{cov } HSf = (1/4)S^2D$$

وعليه فأن متوسط درجة السيادة للجينات المؤثرة في الصفة يمكن تقديرها كما يلي

$$d = (2S^2mf / S^2m)^{1/2} = (2S^2mf/S^2f)^{1/2}$$

ويمكننا حساب المستويات التالية لدرجات السيادة بهذه الصورة التالية، فقيمة صفر تعني انعدام السيادة، صفر -١ سيادة جزئية partial dominance واكبر من ١ سيادة فائقة over dominance وهذه ذات أهمية كبيرة لأنه يمكن من خلالها اختبار شروط التباين المبني عليه هذا التصميم . فإذا كانت هناك حالة تفوق epistasis فأن هذا سيؤدي إلي رفع وانحراف قيم السيادة بدرجة كبيرة لأن cov FS-cov HSm – cov HSf سيؤدي إلي $(1/8)S^2AA$ + $(1/8)2S^2D + (1/16)S^2DD$ في تقدير S^2mf . كذلك فأن تأثير الارتباط نفسه علي قيم مكونات التباين الوراثي يتوقف أصلا علي العشيرة تحت الاختبار، فإذا كانت العشيرة تحت ظروف التلقيح العشوائي ، فأن تأثيرات الارتباط محتمل أن تكون لها تأثير بسيط علي مكونات التباين الوراثي ، في حين في F_2 المشتقة من أصل تهجين ما بين سلالتين ، فأن شرط الاتزان الارتباطي لا يكون موجودا أي ينعدم الاتزان الارتباطي ويصبح linkage disequilibrium.

وفي الارتباط من النوع التزاوجى coupling لن تكن المصدر الوحيد لانحراف تقدران درجة السيادة بسبب أن كل من S^2A , S^2D تحوزان علي قيم موجبة أو مرتفعة جدا وذلك وإذا كانت العشيرة في حالة اتزان ارتباطي ، أي أن S^2A ، S^2D سوف تنحرفان في تقديراتهما ولكن لا تنحرف في هذه الحالة قيمة (d) أو درجة السيادة .أما في حالة الارتباط من نوع التنافرى Repulsion (التي تكون أكثر عند التهجين ما بين سلالتين) فأنه يسبب قيم مرتفعة أو موجبة ومنحرفة في تقديرات تباين السيادة. S^2D (نفس الشيء في حالة coupling) ولكن يسبب في نفس الوقت قيما منخفضة أو سالبة ومنحرفة في قيم S^2A ، معطيا قيما منخفضة وغير حقيقية أيضا لها مما يسبب رفع غير حقيقي في قيم (d). إما التكرار الجيني سوف لا يكون غير معروف بدقة ، ولكن يكون متوقع بالتقريب $P = q = 0.5$ بالنسبة لـ F_2 ويمكن إلا يبعد عن 0.5 بالنسبة للعشائر التي لا تكون تحت الانتخاب المتعمد أو المقصود او الطبيعي international selection . أما العشائر التي مورس الانتخاب فيها لفترات طويلة فيمكن أن يبعد كثيرا التكرار الجيني عن 0.5 غالبا.

جدول ٣-١٧ تحليل التباين للتصميم الثاني على مستوى الاختبار في عدة بيئات بالموديل II.

S.O.V	D.F	M . S	E . M . S
Environments (E)	(e-1) Φ		
Sets (S)	e (s-1)		
S×E	(e-1)(s-1)		
Replications /S/E	es(r-1)		
Males / S	s(m-1)	M_7	$S^2 + rs^2fme + rf\,S^2me + res^2mf + refsS^2m$
Females / S	s(f-1)	M_6	$S^2 + rs^2fme + rmS^2fe + res^2mf + remsS^2f$
Males x Females /S	s(m-1)(f-1)	M_5	$S^2 + rs^2fme + reS^2mf$
Males /S×E	s(m-1)(e-1)	M_4	$S^2 + rs^2fme + rS^2fme$
Females /S×E	s(f-1)(e-1)	M_3	$S^2 + rs^2fme + rmS^2fe$
Males x Fem/S × E	s(m-1)(f-1)(e-1)	M_2	$S^2 + rs^2fme$
Pooled error	es(r-1)(mf-1)	M_1	S^2
Total	es(rmf-1)		

F , m , r , s , e Φ هي أعداد البيئات والمجموعات داخل البيئات ، المكررات والذكور والإناث على التوالي .

وعلية فأن : $S^2A = 4S^2m$ (جدول ٣-١٦) أيضا يمكن تقدير قيمة المكافئ الوراثي (h^2) كتقدير لمتوسط التركيب الوراثي Entry mean وعلي أساس اختبار بيئي واحد بهذه الصورة :

$$h^2 = 4S^2m / [(S^2/rf) + 4S^2mf + 4S^2m]$$

والخطأ القياسي التقريبي لها يساوي

$$S.E(h^2) = 4\ S.E(S^2m) / [\ (S^2/rf) + 4mf + 4S^2m]$$

وبالمثل يمكن حساب تقديرات الكفاءة الوراثية من مصادر تباين الإناث. وأيضا وإذا كانت درجات الحرية متساوية للذكور والإناث فإنه يمكن تقدير S^2A من درجات حرية الإناث والذكور ومجموع مربعاتهما. والخطأ القياسي لمكونات التباين يمكن تقديرها بالطريقة العادية والخطأ القياسي لـ S^2A يمكن الحصول عليه من متوسط مجموع المربعات بجمع الإناث والذكور والتي ستكون مختصرة بسبب زيادة درجات الحرية للضعف في المقام. ويمكن تقدير الكفاءة الوراثية علي أساس النبات الفردي بهذه الصورة.

$$h^2 = 4S^2m / (S^2w + S^2 + S^2mf + S^2f + S^2m)$$

حيث أن :-

$$S^2w = S^2we + (S^2G - Cov\ FS)$$

وإذا كانت الإباء غير سلالي بحيث أن F = 0 فأن S^2w تشتمل علي التباين البيئي فيما بين النباتات داخل القطعة التجريبية (S^2we) والتباين الوراثي داخل القطعة التجريبية يساوى :

$$1/2\ S^2A + 3/4\ S^2D = (S^2G\text{-}Cov\ Fs)$$

مع الافتراض بغياب التفوق وإذا كانت الأباء متماثلة homozygous فأن S^2w بالطبع ستشتمل فقط S^2we. والخطأ القياسي في حالة تساوي الكفاءة الوراثية علي أساس النبات الفردي سيكون بهذه الصورة :.

$$SE(h^2) = 4S^2E(S^2m)/S^2w + S^2 + S^2mf + S^2F + S^2m$$

ويمكن تقدير الكفاءة الوراثية علي أساس النبات الفردي أيضا من جمع أو أشتراك مصادر اختلاف الذكور والأناث.

وتقدير الكفاءة يكون كما جاء في جدول (٣-١٧)

$$h^2 = 4\ S^2m / [(S^2/rfe) + (4S^2fme/fe) + (4S^2me/e) + 4S^2mf + 4S^2m]$$

والخطأ القياسي الخاص بذلك هو

$$S.E(h^2) = 4S.E\ (S^2m) / [(S^2 / fre) + (4S^2fme / fe) + (4S^2me / e) + 4S^2mf + 4S^2m]$$

وأيضا يمكن استخراج قيمة أخري للكفاءة الوراثية علي أساس مكون تباين الأناث ولكن يفضل أن يكون التقدير علي أساس اشتراك أو جمع مجموع مربعات الذكور والأناث معا.

عموما ، نقول أن DII يستخدم بكفاءة أكثر عندما يتوافر بيانات جيدة ومناسبة لكي نحصل علي قيمة S^2A من اشتراك مجموع مربعات الذكور والإناث معا. وإذا كان هناك انتخاب للأباء ولو بسيط فأن DII لا يفترق في تقديراته في هذه الحالة عن الـ Diallel .

أيضا ، DII يكون مفيدا عندما يكون هناك مجموعات من الأباء الذكور التي تحمل صفة العقم الذكري ومجموعة أباء أموية أخري تحمل صفة الخصوبة الذكرية كي تصبح هناك مجموعتين

B , A من السلالات كما هو عليه الحال في الذرة الرفيعة وسوف نوضح طريقة التحليل هذا التصميم في مثال عددي فيما بعد .

٣-٤-٤ طريقة الهجن التبادلية الجزئية. Partial diallel

اقترح هذه الطريقة kempthorne and Carnow عام ١٩٦١ بغرض زيادة عدد الإباء التي يمكن أن يشتملها الـ Diallel أو الهجن التبادلية . وطريقة إيجاد الهجن والتحليل الإحصائي هي نفسها كما في حالة طريقة الهجن التبادلية الكاملة ، والاختلاف ما بين الطريقتين فقط يتحدد في عدد الهجن المتضمنة أو المشتملة في كل منها من الآباء . فبالنسبة إلي طريقة الهجن التبادلية يكون عدد، مجموعة الهجن المختلفة n(n -1) وهذه ناتجة من التهجين ما بين جميع الإباء ، ولكن علي العكس في حالة طريقة الهجن التبادلية الجزئية ، نحدد فقط بعض الهجن تعمل وتشترك بها كل أب. وسوف نوضح لاحقا في الفصول التالية كيفية اختيار ماهية أو نوعية وتحديد الهجن المشتركة .

يوضح جدول ٣-١٨ العلاقة ما بين تصميم DII وتصميم الهجن التبادلية الجزئية من حيث عدد الأباء التي تشترك ويمكن أن تكون ١٢٠ هجين لازمة للتقييم يلاحظ من هذا الجدول أن DII يماثل الحالة عندما (S = ٤) لأنها ستسمح بعدد الأباء المشتركة تقريبا وهذا يساوي في DII أربعة أباء كل منهما مكرر في ثمانية مجاميع.

ويمكن القول بأن تقديرات التباين الوراثي من جراء تطبيق الطريقة التي نحن بصددها الآن أكثر دقة مما لو طبقنا الطريقة السابقة وهي الهجن التبادلية الكاملة ، وذلك لأن الطريقة السريعة الجزئية تسمح باشتراك أكبر عدد ممكن من الآباء ولحد معين. وسوف نستعرض فيما بعد بالتفصيل مقارنة ما بين طرق الهجن التبادلية الكاملة والجزئية والتصميم الثاني كما يتضح في جدول ٣ ـ ١٨.

جدول ٣-١٨ عدد الأباء التي يمكن اشتراكها لتكوين ١٢٠ هجين في طرق الهجن التبادلية الكاملة والجزئية والتصميم الثاني DII .

Number	Diallel	Partial diallel				Design II
		S = 3	S = 4	S = 5	S▲ = 6	N=8,sets = 8
Parents , n	16	80	60	48	40	64
Crosses	120	120	120	120	120	128

▲ عدد الـ sets

والموديل التجريبي للتصميم وتحليل التباين وتغايرات النسب في هذه الطريقة هي نفسها وكما جاء في حالة الطريقة التبادلية الكاملة السابقة ، إلا أن درجات الحرية ومتوسطات مجموع المربعات المتوقعة سوف تكون مختلفة عما سبق بسبب عملية اختيار عدد معين من الهجن وهذا موضح في (جدول ٣-١٩) ، كذلك فأن هذه الطريقة الجزئية تحوز علي توزيع زوجي لدرجات الحرية لكل من القدرة العامة والخاصة علي الائتلاف S.G.A ، G.C.A .

جدول ٣- ١٩ تحليل التباين في طريقة الهجن التبادلية الجزئية لتجربة واحدة في بيئة واحدة .

Source	D.F	M.S	E.M.S
Replications	(r-1)Φ		
Crosses	(ns/2)-1	M_3	
GCA	n-1	M_{31}	$S^2+rS^2s[(n-2)/(n-1)]$
SCA	(ns/2)-1	M_{32}	S^2+rS^2s
Error	(r-1)[(ns/2)-1]	M_2	S^2
Total	(rns/2)-1		
Within	r(ns/2)(k-1)	M_1	

K, S, n , r Φ عبارة عن عدد المكررات والأباء و الهجن والهجن لكل أب والنباتات داخل كل قطعة تجريبية علي التوالي .

إذا كانت البيانات مأخوذة علي أساس النباتات الفردية فأن:

$$S^2=[(S^2g - covFS) + S^2we]/ k+ S^2p$$

حيث أن K ستكون عدد النباتات التي أخذت عليها القياسات لكل قطعة تجريبية ، S^2p هي قيمة الخطأ التجريبي للقطعة التجريبية.

وفى الأعداد الكبيرة للإباء المشتركة يكون DII ابسطها في الاستخدام عن الطريقة الجزئية . ورغم كل هذا فأن الطريقة غير مستخدمة علي مستوي واسع. وأخيرا ، نود أن نشير إلي أن تقدير الكفاءة وراثية وما يترتب عليها هو نفسه و كما ورد في طريقة الهجن التبادلية العادية الكاملة.

٣-٤-٥ التصميم المتشعب – التصميم الأول (Design I) Nested Design

اقترح Comstock and Robinson عام ١٩٤٨ هذا التصميم . وفيما عدا طريقة الهجن التبادلية Diallel يعتبر هذا التصميم أكثر انتشارا واستخداما في الذرة الشامية عن أي تصميم آخر. وطريقة تنفيذ التصميم تختلف تماما عما سبق توضيحه في الطرق الثلاثة السابقة وقد يكون هذا راجع إلي أن طبيعة التصميم هنا التشعب وليس كما في الطرق السابقة التي تعتمد علي تجزئة أو تقسيم الهجن.

وينفذ التصميم علي تراكيب وراثية غير منتخبة ويعتمد التحليل بالتالي علي الموديل العشوائي الثاني . كذلك فيمكن إجراءه في (S0) حيث يختار عدد من النباتات تعتبر ذكور وتلك تهجن أو تلقح إلي عدد محدد من الإناث. ولابد و أن تختلف كل منهما عن الأخرى، وحيث أن العشيرة الأصلية كانت في حالة أو تحت ظروف التلقيح العشوائي فإن من المتوقع أن تكون حالة الاتزان الارتباطي الوراثي متوفرة. نجدد ونقول ، أن هذا التصميم يشتمل التراكيب الوراثية هي أنسال الأخوة الأشقة Full – Sibs families وهي تلك النباتات التي تشترك في كلا أبوين كـــذلك تعتمــــد علي الأخوة غير الأشقة أو نصف الأشقة Half – Sib families أي متوسط الإناث التي تشترك في أب واحد عند إجراء التلقيح أو هو ذات الأب الذكري المشترك في تلقيح عدد من الإناث . فإذا لقح ذكر أربعة إناث فسوف نحصل علي التلقيحات التالية :-

m1× f1 =p11	m2 × f5 = p25-----------	mi ×fj = pij
× f2 =p12	× f6 = p26	× fk =pik
×f3 =p13	× f7 = p27	× fi =pil
× f4 =p14	× f8 =p28	× fn =pin

والأفراد داخل كل نسل (pij) هي عبارة عن أخوة أشقة . الأنسال p i j , p i k ، pil , pin عبارة أخوة غير أشقاء لأنها تشترك في أب واحد هو (i) . والموديل الرياضي لهذا التصميم هو عند الاختبار في بيئة واحدة.

$$Yijk = u + mi + fij + rk + eijk$$

حيث أن u هي المتوسط العام ، mi تأثير عدد من الذكور (itk) , (fij) تأثير عدد من الإناث (ilh) من عدد من (ith) من الذكور ، rk هي تأثير المكررة ، eijk هي الخطأ التجريبي. ولأن هذا التصميم مبني علي نظام التشعب في تحليل التباين فالقيم المتوقعة له مبنية علي نظام أو فكرة

التصميم الهرقلي Hierarchial type of design . كذلك يمكن تحويل مكونات التباين إلي تغايرات كما يتضح ذلك في جدول (٣-٢٠)، أيضا اختبارات (F) يمكن عملها بالنسبة إلي females /M, males . الـ males تنسب عند الاختيار إلي fem/ M ، كذلك fem /m تنسب إلي قيمة الخطأ التجريبي . أيضا علاقات القرابة أو النسب يمكن ربطهما بمكونات التباين بسهولة حيث أن التباين الراجع إلي الذكور males تساوي Cov H.S وهذا يماثل وراثيا GCA في تصميمات Diallel , Partial Diallel. ومكونات التباين الوراثي وتغايرات الانساب يمكن التعبير عنها كما يلي:

$$Cov\ FS - CovHS = (1/4)S^2A + (1/4)S^2D \quad (F=0)$$

$$S^2D = 4S^2f/m - 4S^2m = 4[(Cov\ FS - Cov\ HS) - Cov\ H.S]$$

$$= 4[(1/4)S^2A + (1/4)\ S^2D - (1/4)\ S^2A] = S^2D$$

جدول ٣- ٢٠ تحليل التباين في التصميم الأول لتجربة واحدة أو في بيئة واحدة

S.O.V	d.f	M.S	E.M.S	
			Comp. of variance	Covriance of relative
Replications	(r-1)			
Males	m-1	M_4	$S^2+rS^2f/m+rfS^2m$	S^2+r(covFs-cov H.S)+rf cov Hs
				S^2+(cov FS-covHS)
Females /Males	m(f-1)	M_3	S^2+rS^2f/m	S^2
Error	(r-1)(mf-1)	M_2	S^2	
Total	rmf-1			
Within	rmf (k-1)	M1Φ		

حيث أن k, f, m , r هي عدد المكررات ، والذكور ، والإناث داخل الذكور ، الفئات داخل القطعة التجريبية ، علي التوالي :-

$$\Phi \quad M_1 = S^2w = (S^2we+S^2wg)/K = [S^2we + S^2G - cov\ FS]/K$$

Hence ,

$$M_2 = S^2 = [S^2we + (S^2G - cov\ Fs)\ ] / k + S^2p ,$$

Where,

S^2p is the experimental plot error.

وعندما تكون: **For F = 0 and no epistasis,**

فأن :

$$S^2G\text{- cov } FS = (1/2)\, S^2A + (3/4)\, S^2D$$

ولحساب الخطأ القياسي لمكونات التباين الوراثي ، فمن جدول (٣ -٢٠) يمكن حساب تقديرات تباين y الراجح للعوامل الإضافية S^2A بهذه الصورة :-

$$V(S^2A) = (16 \times 2/ r^2 F^2) [(M^2{}_4 / (m+1)) + (M^2{}_3 / (m(f-1)+2))]$$

وحيث أن تقدير مكون التباين الراجح للعوامل السيادية يحسب من :-

$$4(S^2f/m - S^2m)$$

where

$$S^2fm = (M_3 - M_2) / r ,$$

$$S^2m = (M_4 - M_3) /rf$$

لهذا السبب فحساب تباين المكون الراجح للعوامل السيادية S^2D يكون بهذه الصورة :-

$$V(S^2D) =(16\times2 / r^2)[M^2{}_3/ (m(f-1)+2)] + [M^2{}_2 / ((r-1)(mf-1)+2)] + [(1/f^2) (M^2{}_4 / (m+1))] + [M^2{}_3 / (m(f-1) +2)]$$

ويلاحظ أن التقديرات الداخلة في تقدير S^2D كثيرة وعليه فان تقدير تباينها يكون عادة عالي. ولابد أن نراعي عنذ إجراء تنفيذ هذا التصميم آلا يتم أي اختيار للذكور و الإناث فلو حدث ذلك فأن ذلك سيؤدي إلي صغر تقديرات S^2m ، S^2fm عن الحالة المفروض أن تكون عليها وبعبارة أخري هذا يؤدي إلي اختصار أو في انخفاض في قيم هذه التقديرات. ويراعي أيضا تقارب التزهير للذكور مع الإناث حتى نتفادى عملية Assortative mating والتي تؤدي أن وجدت إلي ارتفاع قيمة S^2A وانخفاض قيم S^2D وقد أشار إلي ذلك Lindsey et al 1962 . أيضا يجب تقسيم الأنسال الناتجة إلي مجموعات كل مجموعة يمكن أن تحتوي علي عدد من الذكور ومجموعة إناثه، ويمكن بذلك تقليل حجم الأخطاء التجريبية. وبعد ترتيب الانسال في مجاميع، هناك طريقتين متبادلتين لترتيب أو وضع الأنسال في الحقل وهما : (١) تكرارات داخل مجاميع أو, (٢) مجاميع (تحت قطاعات Sub blocks) داخل المكررات وكل مجموعة تحلل كما هو تجربة مستقلة ثم يعمل تجميع لكل المجاميع combined analysis كما يتضح في جدول (٣-٢١) ، لذلك الاختلاف المهم بين التوزيعين يرجع إلي أهمية مجموع مربعات الخطأ ويعتقد أن

توزيع المكررات داخل المجاميع replication within sets يكون مفضلا وذلك لأحكام دقة الخطأ التجريبي .

وتحليل DI علي أساس أكثر من منطقة أو بيئة موضح في جدول (٣-٢٢) ويكن تحويل التغايرات Covarinces بعد ذلك كالعادة إلي مكونات التباين-الوراثي المعروفة . واختبار F يجري بالطريق العادي بإتباع طريقة Satterthwaitis 1966. كذلك يمكن حساب درجة السيادة كما يلي:

$$d^{-} = [2(S^2f/m)/S^2m]^{1/2} = [2S^2D/S^2A]^{1/2} = [(1/2)\Sigma_i d_i^{\,2}/(1/2)\ \Sigma_i a_i^2]^{1/2}$$

جدول ٣-٢١ تحليل التباين للتصميم الأول لتجربة منفذة علي هيئة مجموعات

Source	Replication / sets			
	d.f General	Example	MS	E.M.S.
Sets	S-1	9		
Replication /sets	S(r-1)	10		
Males / Sets	S(m-1)	90	M_4	$S^2+rS^2f/m+rfS^2m$
Females / M/S	Sm(f-1)	300	M_3	S^2+rS^2f/m
Pooled errors /M/S	(r-1)(fm-1)	390	M_2	S^2
Total	Sfmr-1			
Within plots	Srmf(k-1)	799	M_1	

Set within replications				
Rep's (R)	(r-1)			
Sets (S)	(S-1)	1		
S x R	(r-1)(S-1)	9		
Males (M) x S	S(m-1)	90	M4	$S^2+rS^2f/m+rfS^2m$
Females (F)/M/S	Sm(f-1)	300	M3	S^2+rS^2f/m
Polled error	(r -1) (rsmf-1)	399	M2	S^2
Total	(rsmf- 1)	799		
Within plot	rsmf(k-1)		M1	

تغايرات علاقات الأقارب أو النسب موضحة في جدول (٣-٢٠)

حيث إن k , f , m , S , r ممثلة لعدد المكررات (٢) ، (١٠) مجموعات ، (١٠) ذكور ، ٤ أناث وعدد النباتات داخل القطعة التجريبية علي التوالي .

ويوضح الجدول التالي تحليل هذا التصميم عند إجراء الاختبار في أكثر من بيئة

جدول ٣-٢٢ تحليل التباين في تجارب التصميم الأول نفذت علي هيئة مجموعات ذكرية أكثر من بيئة.

Source	d.f	M.S	E.M.S
Environments	e-1		
Replications/E	e(r-1)		
Sets / rep's/E	es(r-1)		
Males / S	s(m-1)	M_6	$S^2+rS^2ef/m+rfS^2em+reS^2fm+refS^2m$
F/M/S	ms(f-1)	M_5	$S^2+rS^2ef/m+reS^2f/m$
E/M/S	(e-1) s (m-1)	M_4	$S^2+rS^2ef/m+rfS^2em$
E/F/M/S	(e-1) ns (f-1)	M_3	S^2+rS^2ef/m
Pooled error	(es)(r-1)(mf-1)	M_2	S^2
Total	esrmf-1		
Within plots	esrmf(k-1)	M_1	

حيث إن f , m , s , r , e عبارة عن عدد البيئات ، المكررات داخل المجموعات ، مجموعات الذكور ، الإناث داخل الذكور ، النباتات داخل القطعة التجريبية علي التوالي.

ويمكن من جدول ٣-٢١ تقدير الكفاءة الوراثية لبيئة واحدة بهذه الصورة علي أساس . entry mean basis

$$h^2 = 4S^2m / [(\hat{S}^2/r)+ (4\hat{S}^2f/m)]$$

والخطأ القياسي

$$SE(h^2) = 4S.E (\hat{S}^2m)^2 / [(\hat{S}/r) + (4\hat{S}^2f/m^2)]$$

حيث أن $S.E (S^2m)$ هي الحذر التربيعي للقيمة السابقة.

٣-٤-٦ التصميم الثالث Design III

التصميم الثالث أيضا اقترحه Comstock and Robinson عام (١٩٤٨) وذلك لتقدير درجة أو مستوي سيادة الجينات المتحكمة في الصفات تحت الدراسة. ومن المعروف أن الجينات في عشائر الجيل الثاني (F_2) الناتجة من التهجين ما بين سلالتين نقيتين، هذه الجينات تكون ذات

تأثير سيادي تفوقي أو فائق over dominance. وتقديرات متوسط مستوي السيادة تفترض وجود حالة الاتزان الارتباطي الوراثي في العشائر، هذا التأثير الارتباطي و الشائع الوجود في عينات عشائر الجيل الثاني بسبب انحرافات كبيرة في تقدير (S^2A) , (S^2D). فإذا كان التأثير الارتباطي موجودا فأن تقديرات (S^2A) تنحرف بالموجب وعلى حسب نوعية الارتباط نفسه سواء كان coupling أو repulsion ، بمعني أن S^2A ستكون ذات قيمة منخفضة في حالة repulsion phase linkages وتكون ذات قيمة مرتفعة في حالة coupling phase linkages . ويمكن إرجاع حالة السيادة الفائقة إلى حالة repulsion phase linkages حيث يتسبب عنها تقديرات عالية في (S^2D) وتقديرات منخفضة في (S^2A).

التصميم الثالث كما سبق تقديمه يستخدم بكثرة في الذرة الشامية وخاصة في عشائر الجيل الثاني لضبط تأثيرات الارتباط linkages علي تقديرات S^2A ، S^2D وأيضا لتقدير مستوي السيادة . ويجب أن نشير إلي أن العشائر الواجب دراستها عند عمل هذا التصميم هي العشيرة الأصلية أي (F_2) والأباء parents لكل عشيرة (السلالتين النقيتين) والهجن الرجعية الناتجة من تهجن كل من الأبوين علي حدة مع عشيرة الجيل الثاني (F_2) ولابد من تواجد نباتات عشوائية من F_2 وتلك تعتبر كذكور males في التهجين مع كل من السلالتين الأبويتين . تحليل التباين البيئية واحدة – موضح في جدول (٣-٢٣) التالي .

جدول (٣-٢٣) تحليل التباين للتصميم الثالث – التجربة منفذة في بيئة واحدة.

Source	d.f	Mean square	E.M.S
Replication	(r-1)		
Parents	1		
Males	m-1	M_3	S^2+2rS^2m
Males × Parents	m-1	M_2	S^2+rS^2mp
Error	(r-1)(2m-1)	M_1	S^2
Total	2mr-1		

m , r عبارة عن عدد المكررات والنباتات الذكرية علي التوالي.

وتختبر كل من S^2m , S^2mp إلي الخطأ التجريبي مباشرة. ومع الافتراض بان الاتزان الارتباطي الوراثي موجودة مع انعدام حالة التفوق epistasis فأنه يمكن استغلال المكونات

السابقة والواردة في مجموع المربعات المتوقع E.M.S كما أقترح Comstock and Robinson عام ١٩٥٢ لايجاد قيمة المكونات الوراثية المطلوبة بهذه الصورة :-

$$(M3 - M1)/(2r) S^2m = (1/2) \Sigma_i P_i q_i a^2_i$$

$$(M2 - M1)/r = S^2mp = \Sigma_i p_i q_i d^2_i$$

وحيث إن التكرارات الجينية للمواقع الوراثية المنعزلة Gene frequencies of segregating loci في الجيل الثاني يتوقع أن تكون نصف (٠,٥) فأن :

$$S^2m = (1/8) \Sigma_i a^2 i = (1/4) S^2A = Cov\ HS \text{ and } S^2mp = (1/4) \Sigma_i d^2 i = S^2D$$

كذلك فأن :

$$S^2A = 4S^2m \text{ and } S^2mp = S^2D$$

ويمكن حساب درجة السيادة بهذه الصورة أيضا ومن جدول تحليل التباين السابق

$$D = [S^2mp / 2S^2m]^{1/2} \text{ Or } [((M2-M1)/r)/(2(M_3-M_1)/2r)]^{1/2} = (M_2-M_1)/(M_3-M_2)$$

والتفسيرات السابقة هي نفسها كما في حالة التصميم الثاني.

يستخدم هذا التصميم لاختبار نظرية السيادة في تفسير ظاهرة قوة الهجين وذلك عن طريق اختبار (F) لمكونات التباين الواردة في الجدول السابق. وفيما لو أن السيادة غير موجودة ولا تأثير لها not present (وتلك يمكن اختبارها بواسطة مقارنة M1 , M2) فإذا كانت M2أكبر من M1 ففي هذه الحالة يكون بعض من مستوي السيادة موجودا في موقع وراثي أو أكثر ومع الافتراض بأن هناك استقلالية في انعزال المواقع الوراثية وهناك أيضا استقلالية في فعل الجينات (عدم وجود تفوق) فأن M2 , M3 تكونا كما يلي:

$$M_3 = S^2 + 2rS^2m = S^2 + (r/4) \Sigma_i a^2 i$$

$$M_2 = S^2 + (r/4) \Sigma_i d^2_i$$

ومتوسط مجموع المربعات المتوقع E.M.S يكون هو نفسه عندما $\sum_i a^2_i = \sum_i d^2_i$ وانحراف القيمة M3/M2 عن الوحدة في أي اتجاه يثبت أن $\sum_i d^2_i \neq \sum_i a^2_i$ وأن حالة السيادة تكون غير كاملة.وحيث أن الأعداد المستخدمة في كل الانسال ستكون كبيرة لذلك وجب إجراء الاختبار في مجموعات Sets كما هو الحال في الحالات السابقة التي أشرنا إليها ويلي ذلك عمل التحليل المشترك فيما بين هذه المجموعات .

ويمكن إجراء الاختبار في أكثر من بيئة كما سبق توضيحه . ويجب أن نذكر أن هذا التصميم يكون صالحا لأختبار وجود حالة الارتباط Linkage والتفوق Epitasis.

جدول ٣-٢٤ تحليل التباين عند إجراء الاختبار في أكثر من بيئة بنظام المجموعات في حالة التصميم الثالث

S.O.V	d.f	M.s	E.M.S
Environments (E)	(e-1) Φ		
Sets / E	E (s-1)		
Rep / S / E	Se (r-1)		
Parents/S	S		
E × p /S	S (e-1)		
Males /S	S (m-1)	M_5	$S^2e+rS^2mpe + 2rS^2me+2reS^2m$
M × P×S	S (m-1)	M_4	$S^2e +rS^2mpe+reS^2mp$
E× M /S	(e-1) S (m-1)	M_3	$S^2e+ rS^2mpe + 2rS^2me$
E×M×P/S	(e-1) S (m-1)	M_2	$S^2e + rS^2mpe$
Pooled error	es(r-1)(2m-1)	M_1	S^2e
Total	es2mr-1		

Φ e , s , r , m هي أعداد البيئات ، المجموعات داخل البيئات ، المكررات و أزواج الانسال لكل أب (B_2 , B_1) علي التوالي.

ويمكن من خلال هذا التصميم تقدير الكفاءة الوراثية بهذا الشكل بالمعني المضيق Narrow sense وذلك بناءا علي مكونات تحليل التباين الواردة في جدول (٣-٢٤)

$$h^2 = (4\hat{S}^2m / (\hat{S}^2 / r)) + (\hat{S}^2mp / 2) + (4\hat{S}mp / 2) + 4\hat{S}^2m$$

وبناءا علي الجدول السابق جدول فان :

$$h^2 = 4 \hat{S}^2m / [(\hat{S}^2/2re) + (\hat{S}^2mp/2e)+ (\hat{S}^2mp/2) + (4 \hat{S}^2me/e) + 4 \hat{S}^2m]$$

ويلاحظ أن هذه التقديرات علي أساس متوسط التركيب الوراثي entry mean basis والأخطاء القياسية لقيم الكفاءة الوراثية هي نفسها تلك التي أوضحناها في التصميمات السابقة .

وأخيرا نود أن نشير، إلي أن تأثيرات الارتباط سوف تسبب انحرافات كبيرة في قيم S^2D , S^2A. وقد أوضح Gardner et al عام ١٩٥٣ ، Gardner عام ١٩٦٣ أنه للتغلب علي ذلك ومعرفة أثر وجود الارتباط فإنه يمكن أن يترك F_2 تحت التلقيح العشوائي لمدة ٨ أجيال منفصلة

لضمان اتزان العشيرة تماما وبمقارنة F_2 مع نفس العشيرة بعد هذه الأجيال الثمانية ووجد أن هناك انحرافات كبيرة في قيم S^2A ، S^2D مما يدل علي أن الارتباط يؤثر تأثير ضارا بقيم التباين الوراثي وهذا ما انعكس على تقدير قيمة (d) . وقد أوضح ذلك أيضا Gardner and Lonnquist عام ١٩٥٩ . وبناءا علي ذلك نقول أن السيادة الفائقة التي توجد في F_2 تكون سيادة كاذبة Pseudo over dominance بسبب ارتباط تأثير الجينات الارتباطي بحالة السيادة الفائقة.

٣-٤-٧ الهجن التبادلية الثلاثية والرباعية Traillel and Quadraillel Designs

Cockerham عام (١٩٦١) حدد العلاقات التغايرية Covariances لوصف مكونات التباين الوراثي فيما بين الهجن الفردية والثلاثية والهجن الزوجية والناتجة من أصول أبوية واحدة. وتحليل الهجن الفردية سيكون كما تم في تحليل طرق الـ Diallel ، حيث يمكن من خلالها تقدير العوامل الوراثية الإضافية والسيادية وذلك مع الافتراض أن التفوق غائب . Rawlings and Cockerham (١٩٦٢ أ ، ١٩٦٢ ب) أقترحا طريقة الهجن التبادلية الثلاثية The triallel cross أو طريقة الهجن الثلاثية (*Three way Crosses*) وطريقة *الهجن التبادلية الرباعية* quadriallel cross أو الهجن الزوجية *(double – Crosses)* .

وكما أوضحنا مسبقا أن التحليل بالطريقة الثانية العشوائية Model II هي أساس التحليل ، وذلك يمكن المربي من تقدير مكونات التباين الوراثي في صورة تباين ويمكن أيضا من اختبار هذه المكونات علي أساس أن اختيار المواد أو التراكيب الوراثية الأبوية الأولية قد تم اختيارها بطريقة عشوائية ، ولكن هذا الأمر وفي الطرق التي نحن بصددها الأمر يختلف ، حيث أن الأباء ليس لها علاقة بالهجن الناتجة لأنها نشأت بالاختيار العشوائي من نباتات S0 في العشيرة الأصلية . والأباء قد تكون سلالية ولكن لا تكون معروفة الاسلاف بالضبط ، ويفترض في جميع السلالات الداخلة او المشتركة في تكوين الهجن أن تكون بنفس المستوي من التربية الداخلية Inbreeding .يوضح الجدول التالي عدد الهجن الناتجة من (n) من الأباء .

جدول ٣-٢٥ عدد الهجن الممكن الحصول عليها من عدد مختلف من الأباء مع تجاهل الهجن العكسية.

Number of Parents	S.C	Number of hybrids	
		Three Way Crosses (T.W.C)	D.C
5	10	30	15
6	15	60	45
7	21	105	105
8	28	168	210
9	36	252	378
10	45	360	630
20	190	3,420	14,535
50	1,225	58,800	690,900
n	n(m-1)/2	n(n-1)(n-2)/2	n(n-1)(n-2)(n-3)/8

وإذا زاد عدد الأباء عن حد معين مثلما يصل إلي نحو ١٥٠ اب فمن الصعب اختيارها ، وفى هذه الحالة يمكن تقسيم النواتج إلي مجموعات Sets ويجري بعد ذلك تجميع لدرجات الحرية ومجموع المربعات كما أوضحنا في الطرق السابقة تماما. والأساس الذي بني عليه التحليل بهذه الطرق هو التكرار الاختباري في أكثر من منطقة بيئية زراعية وهذا يماثل تماما ما جاء في طريقة تحليل الهجن التبادلية (الموديل الثاني) والتي أوردناهما سابقا، ويجري اختبار المعنوية للهجن وتداخلاتها مع البيئة (هجين × البيئة) حتي يمكن تقسيم مجموع مربعات الهجن إلي المكونات الوراثية المطلوبة. فإذا كانت الهجن غير معنوية، فإنه لا يجب تكملة التحليل للنهاية. و في الطريقة التي نحن بصددها الآن تعتمد علي عدد السلالات المشتركة في الهجن وترتيب السلالات داخل الهجن ومثال علي ذلك الهجين الثلاثي

$12 = [(4\times3\times2)/2]$

والممكن إيجاده أو تكوينه من الأباء الأربعة A,B,C,D يكون بهذه الصورة

1- (A×B)C	5 -(A×D)B	9- (B×D)A
2- (A×B)D	6- (A×D)C	10- (B×D)C
3- (A×C)B	7- (B×C)A	11- (C×D)A
4- (A×C)D	8- (B×C)D	12- (C×D)B

والموديل الإحصائي للهجن التبادلية الثلاثية هو :

$$Y_i(jk)z = u + r_i + Ci(jk) + e_i(jk)z$$

ويمكننا تقسيم Ci (jk) مجموع مربعات الهجين كما أوضح Rawling and cockerham عام ١٩٦٢ (أ) حيث أن Ci (jk) يمكن أن تتحدد بمعادلة خطية ذات تأثيرات غير مرتبطة أو ليس لها علاقات مع بعضها البعض بهذه الصورة :

$$C_i(jk) = (gi + gi + gk) + (S2ij + S2ik + S2jk) + S3ijk + 0Ii + 01(j) + oi(k) + 02aik + 02ajk) + (02bi(k) + 02bi(k) + 03ijk$$

من هذا الموديل الخطي ، يمكن أن نحسب مجموع المربعات المتوقعة E.M.S كما وردت في ٣- ٢٦

جدول ٣-٢٦ مصادر الاختلاف في طريقة الهجن الثلاثية التبادلية (عن روالنج ، كوكرها ١٩٦٢)

Source	D.f	M.S	E.M.S
Three – way crosses	$3pc_{3-1}$	C	.
One – line P1	P_1	G^*	$S^2+3rS^2S_3+6rp_3S^2S_2+(5rP_2P_3/2)S^2g$
Two – line specific	$PP_{3/2}$	S^*_2	$S^2+3rS^2S_3+3rP+S^2P_4S^2S_2$
Three – line specific	$PP_1P_{5/6}$	S^*_3	$S^2+3rS^2S_3$
One – line order	P_1	O^*_1	$S^2+rS^2_{03}+3rP_2S^2_{02a}+(rp/3)S^2_{2a}+)rPP_2/_4)$
Two – line order (a)	$PP_{3/2}$	O^*_{2a}	$S^2+rS^2_{03}+(2ep1/3)S^2_{02a}$
Two line order (b)	$P_1P_{2/1}$	O^*_{2b}	$S^2+rS^2_{03}+2rP_3S^2_{02b}$
Three – line order	$PP_2P_{4/3}$	O^*_3	$S^2+rS^2_{03}$
Error	(r-1)(3PC3-1)	E^*	S^2

S^2g = average effect of lines averaged over all orders , e.g , 1 , 2 , 3 , 3 , 4 , 5 , 6 , 7 , 9 and 11 for A

S^2S_2 = two – line interaction effect of lines appearing together averaged over all orders , e.g , 1, 2 , 3 , 5 , 7 and q for A×B

S^2S_3 = three – line interaction effect of lines appearing together averaged over all orders , e.g ., 1 for (A×B)C

S^2_{01} = one line order effect of lines as a parent , e.g ., 7 , 9 and 11 for A.

S^2_{02a} = two – line order interaction effects of lines average over order , e.g ., 3 , 5, 7 and q for A and B.

S^2_{02b} = two –line order interaction effects of parents and grand parent lines due to participle order e.g C and B.

S^2_{03} = three – line order interaction effects of parent and grand parent line due to particular order e.g., for (A×B)C

والتأثيرات العامة (g) والخاصة (S_3 , S_2) تحمل نفس المعني الخاص كما في حالة طريقة الهجن التبادلية الثنائية Diallel . إما تأثيرات النوعية (01,02a,03) فهي تظهر بسبب ترتيب الأباء في الهجن الثلاثية . وبسبب ترتيب الانسلال الخاصة بالسلالات والأباء والأجداد في الهجن . فان اختبار F يجري لكل مكونات مصادر تحليل الاختلافات كما في التصميمات السابقة.

Rawling and cockerham عام ١٩٦٢ أ وضحنا بأن هناك تسعة تغايرات للأنسال في طريقة الهجن الثلاثية والتي يمكن من خلالها إيجاد مكونات التركيب الوراثي وبعكس التصميمات السابقة التي كانت تشتمل فقط علي تغايرين يمكن منهما إيجاد مكونات التركيب الوراثي . ويمكن تحويل التغايرات تلك إلي مكونات تباينيه وراثية كما هي موضحة في جدول (٣-٢٧) ومن هذا الجدول يتضح أن المكونات S^2g , S^2_{01} تشتمل علي تأثيرات التفوق من نوع الإضافي × الإضافي ومكونات التباين S^2S_2 , S^2_{02a} تشتمل علي مكونات السيادة وجميع طرز تأثيرات التفوق أو الانحرافات عن كل الموديل الإضافي ، $S^2_2S_3$ تشتمل علي جميع طرز التفوق فيما عدا التأثيرات الإضافية × الإضافية. ويجب أن نشير إلي أنه وعند إجراء الاختبار الخاص بـ (F) يجب أن نختبر النظرية الفرضية بأن $S^2g = 0 = G/S^2$ وهو اختبار مهم لمعرفة أهمية التأثيرات الوراثية الإضافية، فإذا كانت النظرية الفرضية hypothsis تثبت معنوية التأثيرات الوراثية فهذا يعني منطقيا بوجود تقديرات S^2A , S^2D , S^2AA وهكذا .

جدول٣ ـ٢٧معاملات مكونات التباين بطريقة الهجن التبادلية الثلاثية متحولة عن طريق علاقات النسب التغايرية .

Components of variance	S^2A	S^2D	S^2AA	S^2AD	A^2DD	S^2AAA	S^2AD	S^2ADD	S^2DDD
S^2g	2/4	0	1/16	0	0	25/1152	0	0	0
S^2S_2	0	1/4	25/288	1/16	1/36	49/768	41/1152	1/64	1/147
S^2S_3	0	0	0	1/24	1/24	3/64	5/96	1/24	1/32
$S^2_{\theta 1}$	1/8	0	9/64	0	0	49/512	0	0	0
$S^2_{\theta 2a}$	0	1/4	1/32	9/64	1/16	3/64	41/512	9/256	1/64
$S^2_{\theta 2b}$	0	0	0	1/64	0	3/256	9/512	1/256	0
$S^2_{\theta 3}$	0	0	0	1/32	1/8	0	13/256	13/128	3/32

أما طريقة تحليل الهجن التبادلية الرباعية Quadriallel فهي تماثل لحد كبير طريقة تحليل الهجن التبادلية الثلاثية السابقة ولكن تختلف عنها في معاملات التغاير، حيث وجد ثمانية تغايران تصف علاقات القرابة وسبعة تقسيمات أو تجزئان لمجموع مربعات الهجن . اختبارات النظرية الفرضية لمتوسطات مجاميع المربعات المناسبة ووصف مكوناتها الوراثية تماثل لحد كبير لما جاء في طريقة الهجن التبادلية الثلاثية السابقة. ولمزيد من التفاصيل يمكن الرجوع إلي (Rawling and Cockerham 1962b) . وعموما ، نقول أن التصميمين – طريقة الهجن التبادلية الثلاثية والرباعية Triallel and Quadriallel تعطينا معلومات أوفر وأكثر عما في العشيرة من مكونات وراثية ، خاصة طرز التفوق المختلفة والتي تفترض التصميمات السابقة بعدم أهميتها أو انعدامها . وكما أوضحنا أيضا فأن التصميمات الثلاثية والرباعية الهجن يتوقف الحصول علي مكونات التباين الوراثي فيها علي حل بعض المعادلات التي تشمل علي ثمانية متوسطات لمجموع المربعات ومعها مجموع الخطأ التجريبي ، وحل هذه المعادلات يمكن أن يكون عن طريق : weight least square أو Maximum likelihood . وقد استخدم Hayman ١٩٥٨ الطريقة الأخيرة لحل المعادلات بسبب أن متوسطات مجموع المربعات تشتمل علي مختلف التباينات . ولكن يفضل أن يستخدم طريقة weight least squares للتقدير ويعاب علي الطريقة الأولي أنها محدودة .

وعموما فطريقتي الهجن التبادلية الثلاثية والرباعية غير شائعتي الاستخدام في تقدير مكونات التباين الوراثي للأسباب التالية :

١- أنها ما زالت نسبيا حديثة .

٢- أكثر تعقيدا في تنفيذها وتحليلها من الطرق الأخرى.

٣- تحتاج إلي عدد كبير من الهجن لتمثيل العشيرة الأصلية .

٤- تحتاج إلي مواسم أكثر لإنتاج المواد الأساسية (موسمين أو أكثر) فضلا عن أن أغلب برامج التربية لا تحوز علي مجموعات غير منتخبة من الآباء السلالية من عشيرة واحده. ونعتقد أن تعقيد العمليات الحسابية هو العائق المهم لانتشار هذه التصميمات.

Wright et al عام ١٩٧١ تمكن من حل المعادلات للحصول علي مكونات التباين الوراثي في الصنف التركيبي Kurg ، وقد أوضح Cockerham عام (١٩٦١) معاملات مكونات التباين المختلفة فيما بين الطـــــرق الثـــــلاثية والثنائية (هجن فردية) ، الثلاثية (هجن ثلاثية) ، الرباعية (هجن زوجية) ووجد أن التباين علي أشده أو أكبر في حالة الهجن الفردية عما في حالة الهجن الثلاثية وذلك أكبر عما في حالة الهجن الرباعية وذلك بالافتراض بأن جميع الأباء تحوز علي مستوي واحد من التربية الداخلية أي $F = 1$ ويوضح الجدول التالي ذلك.

جدول ٣-٢٨ معاملات مكونات التباين الوراثي S^2G فيما بين الهجن الفردية والهجن الثلاثية والرباعية والتي ليس بينهما علاقة .

Type of Crosses	Coefficients of components of genetic variance					
	S^2A	S^2D	S^2AA	S^2AD	S^2DD	S^2AAA
Single C.	1	1	1	1	1	1
Three way C.	¾	½	9/16	3/8	¼	27/64
Double C.	½	¼	¼	1/8	1/16	1/8

فإذا كان التأثير الإضافي الوراثي فقط هو المهم فأن تواجده كنسبة في الهجن الفردية والثلاثية والرباعية علي التوالي $1 : \frac{3}{4} : \frac{1}{2}$ فيها وهذا يعني أن التباين في الهجن الفردية ضعف ما هو موجود في الهجن الزوجية وذلك إذا حازت فقط علي تأثيرات إضافية . وإذا كانت التأثيرات غير الإضافية مهمة فأن النسبة ستكون أعلا في الهجن الفردية عما في حالة الهجن الثلاثية والرباعية أيضا .

٣-٥ - السلالات النقية inbred lines

أوضحنا فيما سبق أهمية تواجد السلالات في أي برنامج تربية ، وخاصة في عمل بعض التصميمات السابقة وأوضحنا أنه إذا كانت الآباء الداخلة في التكوين غير سلالية non inbred فأن F = 0 وإذا كانت جزئية فأن (0 < F< 1) وإذا كانت سلالات تامة completely inbred فأن F = 1

وعندما عندما تكون F = 0 فأن: $Cov\ H.S = (1/4)S^2A + (1/16)S^2AA$

وعندما تكون F=1 فأن $Cov\ H.S = (1/2)S^2A + (1/4)S^2AA$

وعندما تكون السلالة في طور S_1 فأن F = 0.5 وعندما تكون في طور S_2 فأن F = 0.75 وعندما تصل إلي حالة التربية الداخلية الكاملة فأن F = 1 . وفي أغلب التصميمات لتقدير التباين الوراثي تشترط دائما أن تكون الأباء السلالية منتخبة من العشيرة الأصلية (S_0) ويجب أن تكون الاختبار كعينة غير متحيزة حتي تمثل العشيرة أحسن تمثيل . ففي حالة (S_1) إمكانية أخذ العينة غير المتحيزة أمر سهل وميسور أي يمكن تدبيره ولكن بتوالي التربية الداخلية المستمرة يصبح الأمر أصعب ومقدار هذه الصعوبة يتوقف أصلا علي حجم التباين الوراثي في العشيرة الأصلية ومقدار ظهور وتأثير الصفات المنتخبة فيها. ويعتقد بأن التأثير الضار المتنحي deleterious recessives في الأصناف المفتوحة قد يكون أكبر عما هو عليه الحال في الأصناف التركيبية والمتكونة أصلا من عدة سلالات بسبب أن كثير من هذه السلالات ربما كانت بها ذلك التأثير المتنحي عند تكون الصنف نفسه ، ولهذا السبب وفيما عدا تأثيرا لطفرات فإن نسبة التكرار لهذا التأثير المتنحي الضار يتوقع أن يكون أقل في الأصناف التركيبية Synthetic .

وقد أيد كثير من الباحثين مثل Eberhart et al 1966 ، Hallauer and Sears 1975 في أصناف مفتوحة التلقيح.

ويجب اختبار تلك السلالات في أكثر من بيئة للتأكد من ثباتها الوراثي (جدول ٣ -٢٩). وحيث إن اعددها غالبا ما تكون كثيرة فيمكن استخدام التصميمات الشبكية Lattic designs فهي أكثر دقة عن غيرها وبخاصة في هذا الشأن .كذلك يجب أن نشير إلى أن التأثير السيادي ومع تكرار التربية الداخلية يقل أو ينخفض بشدة Disspate rapidly وفى نفس الوقت ترتفع أو تزيد قيمة التباين الإضافي أو المضيف ويصبح هو السائد ويتوقف ذلك على قيمة (F) أي معامل التربية الداخلية.

جدول (٣-٢٩) تحليل التباين للسلالات المختبرة في أكثر من بيئة :

S.O.V	d.f	M.S	E.M.S
Environments(E)	$(e-1)^{\Phi}$		
Replications/E	e(r-1)		
Indred lines	n-1	M_4	$S^2+rS^2ge + reS^2g$
E x inbred lines	(e-1)(n-1)	M_3	$S^2 + rS^2ge$
Pooled error	e (r-1)(n-1)	M_2	S^2
Total	ern-1		
Within	ern (k-1)	M_1	

Φ K , n , r , e عدد البيئات ، المكررات داخل البيئات ، السلالات النقية ، النباتات الفردية المقاسة عليها الصفات داخل القطعة التجريبية علي التوالي .

Ω $\hat{S}^2 = (S^2we + S^2wg)/K + S^2P$, where S^2P is the plot error

ويمكن تقدير الكفاءة الوراثية في حالة السلالات بهذه الصورة علي أساس Progeny mean لسلالات مختبرة في أكثر من منطقة أو بيئة:

$$h^2 = \hat{S}^2g / [(\hat{S}^2/ re) + (\hat{S}ge /e) + \hat{S}^2g]$$

والخطأ القياسي لها :

$$SE(h^2) = SE (\hat{S}^2g) / [(\hat{S}^2/re) + \hat{S}ge + \hat{S}g]$$

عموما طريقة S_1 تعتبر طريقة جيدة لتقدير S^2A في عشائر الذرة الشامية.

٣-٦ - تجارب الانتخاب Selection experiments

لممارسة الانتخاب في العشائر لابد من توافر التركيب الوراثي الإضافي S^2A ولابد من تكرار تجارب التصميمات الخاصة بإيجاد هذا المكون حتى يكون التقدير سليما وبالرغم من أن تقديرات S^2A تنحرف لأعلي بواسطة أو بسبب العوامل السيادية والتفوقية إلا أن الانحراف هذا ليس مهما حيث أننا افترضنا في كل التصميمات الوراثية السابقة بعدم وجود تفوق no epitasis ونحن نقول إن الانتخاب يكون فعلا في وجود العوامل الإضافية وذلك لأنها ثابتة Fixable في حين العوامل الأخرى غير الإضافية والناتجة عن التفاعل الجيني مثل السيادة (تفاعل داخل

المواقع) ومثل التفوق (تفاعل بين الواقع) تكون تلك غير ثابتة. وتعتمد تقديرات S^2A علي التكرار الجيني . فإذا كان الانتخاب فعال ، فحتما فأن تقديرات S^2A سوف تتغير في دورات الانتخاب الأولي ويحتمل أن لا تتغير S^2A مع دورات الانتخاب المتتالية بل تصبح وتستمر ثابتة خاصة إذا كانت الهجن تحت الانتخاب كافية (هذه تكون ضرورية لفاعلية الانتخاب) ولكن الحالة العامة أن تتغير وتتباين من دوره انتخابية لأخرى ، متوقفا ذلك علي حجم العينة الممارس أو المجري عليها الانتخاب كذلك مقدار الأخطاء غير المعروفة an unknown source of error ويمكن عن طريق تقديرات S^2A أن نعمل توقع لفاعلية الانتخاب لعدة دورات مختلفة ويعتمد نجاح الانتخاب في كل دوره علي مدي تواجد التراكيب الجديدة التي يمكن للمربي أن ينتخب من خلالها باستمرار كذلك يؤثر حجم الخطأ التجريبي عند التقييم أو إجراء الانتخاب على فعاليته.

٧-٣ حالة خاصة من Special Case of : p = q = 0 .5

في العشائر العامة لا يعرف التكرار الجيني بالضبط وعليه فالمتوسطات والتباينات الوراثية في تلك العشائر سوف تتغير حيث يتغير هو . ولكن في العشائر المحددة مثل الجيل الثاني (F_2) الناتج من تهجين ما بين سلالتين أبويتين والتي يفترض فيهما التماثل والنقاء ($F=1$) homozygous and homogenous في هذه الحالة يمكن التنبؤ بقيمة التكرار الجيني إلي حد ما . فإذا أجرينا التهجين ما بين سلالتين نقيتين لتكوين الجيل الأول F_1 ثم أجرينا التلقيح الذاتي فيه وهذا الجيل الأول سوف يكون بالطبع غير متماثل heterozygous ولكنه متجانس homogenous أي كل نباتاته واحده وبعبارة أخري سيكون هذا الجيل خليط ولكنه ذو أفراد متجانسة أي تحمل نفس التركيب الوراثي ، ولو عملنا F_2 منه فسوف يحدث انعزال للعوامل الوراثية حسب الطريقة المندلية وذلك عند كل موقع وراثي أي خليط (heterozygous) بنسبة ½ ومتماثل سائد (homozygous dominance) بنسبة ¼ ، متماثل متنحي (homozygous recessive) بنسبة ¼ (جدول ٣-٣٠) . فإذا كان الأبويين يحتويان علي نفس الاليل عند نفس الموقع ، فسوف لا يكون هناك أي انعزال في الجيل الثاني F_2 بسبب أننا أجرينا التهجين ما بين سلالتين أبويتين نقيتين ، فإن متوسط التكرار الجيني عند حدوث الانعزال للمواقع الوراثية سوف يساوي 0.5 وعليه فيمكن التنبؤ ومعرفة التكرارات للتراكيب الوراثية. والثابت (C) للقيم الوراثية genotypic value في جدول ٣-٣٠ تشتمل علي تفاعلات كل الجينات وكذلك تلك القوي الغير وراثية nonheritable Forces. وفى عام (١٩٤٩) Mather و Mather and JinKs عام (١٩٧١) استخدما نفس الموديل المعروضة في جدول (٣-٣٠)

وذلك للتنبؤ بالمتوسطات ومكونات التباين الوراثي في مختلف الأجيال الناتجة أصلا من التهجين ما بين سلالتين نقيتين .

جدول ٣-٣٠ توزيع التراكيب الوراثية والقيم الوراثية في الجيل الثاني لعشرة نشأت من التهجين بين سلالتين نقيتين ، حيث أن (A) هو الأليل المرغوب فيه ، (a) الاليل غير المرغوب فيه .

Genotypic	Frequency of genotype	Genotypic value	Coded genotypic Value	
			Falconer 1960	Mather 1949
AA	$P^2 = 0.25$	C + a	a	d
Aa	pq = 0.50	C + a	d	h
Aa	$q^2 = 0.25$	C- a	-a	-d

ومتوسط التكرار الجيني 0.5 هذا يمكن النظر إليه من خلال نقطتين أساسيتين :

(١) متوسط التكرار الجيني للاليلات المرغوبة وغير المرغوبة ويمكن ان يساوي0.5 عند كل موقع وراثي .

(٢) وعند تقدير تقدير مكونات التباين الوراثي نحن نفترض باستمرار غياب الارتباط الجيني Linkages of gene ، وكذلك غياب التفوق no epistasis أو غياب حالة التفاعل بين المواقع الوراثية interloci genetic effect . وبخصوص التأثيرات الارتباطية علي تقديرات مكونات التباين الوراثي فيمكننا القول بأن تأثيرها يمكن يختزل في حالة توافر التلقيح العشوائي random mating للجيل الثاني حتى يحدث الاتزان ألارتباطي . أي دائما نحن نحوز علي ارتباط ولكن بواسطة التلقيح العشوائي يمكن أن يوصلنا إلي حالة الاتزان . أما بخصوص التأثيرات التفوقية ، فهذه أيضا موجودة ولكـــــن Mather (١٩٤٩) أجري اختبار لتقدير أهمية هذه التأثيرات التفوقية ، هذا الاختبار مبني علي أساس عدم الإضافة nonadditivity للتأثيرات الوراثية فيما بين المواقع المشتركة بمقارنة أجيال مختلفة وكم هي تختلف عن الموديل الإضافي الذي اقترحه . فإذا كانت التأثيرات الغيرالاضافية nonadditivity الموجودة فلابد من تحويل البيانات قبل التحليل وتحويل البيانات إلي additive scale سيجعل شرط عدم التفوق متوفرا حيث سيؤدي ذلك إلي تقدير التأثير الرئيسي الإضافي – السيادي فقط وذلك في الاليليين عند كل موقع وراثي. ومن جدول (٣-٣٠) يتضح أنه عند كل موقع وراثي ثلاثة تراكيب وراثية أو درجتين من دراجات الحرية degrees of freedom وهذه يمكن أن تقسم إلي:

(١) التباين الوراثي الإضافي الذي تمثله مجموع المربعات الراجعة إلي الارتداد due to regression

(٢) التباين الوراثي السيادي. وهذا يمثله مجموع المربعات الراجعة إلي الانحراف عن خط الارتداد deviation from regression .

وعلي أساس ما عرضه واقترحه Mather 1949 ، Mather and Jinks عام ١٩٧١ وذلك للحصول علي المتوسطات ونسب المكونات الوراثية الإضافية والسيادية ، فإذا فرضنا أن $p = q = 0.5$ في الجيل الثاني لعشيرة ما ، فأن المتوسط لعشيرة الجيل الثاني ستكون لموقع وراثي واحد هو : $(1/4)a+(1/2)d+(1/4)(-a) = (1/2)d$

بالمثل سيكون التباين الوراثي الكلي Total genetic variance في الجيل الثاني (جدول ٣-٣٠) يساوي للموقع الوراثي الواحد :

$$(1/4)\ S^2\ a+(1/2)d\ S^2a+(1/4)(-a)\ S^2 -[(1/2)d]^2=(1/2)a^2+(1/4)d^2$$

وبافتراض أن هناك استقلالية في انعزال المواقع الوراثية كلها للصفة تحت الدراسة فأن المتوسط سيصبح او يساوي $(1/2)\sum idi$

والتباين الوارثى الكلى $(1/2)\ \sum iai2 + (1/4)\ \sum id2i$

ويمكن القول بأن التباين الوراثي الكلي باختصار يساوي $(1/2)A+1/4D$

حيث أن S^2A هنا تماثل D عند Mather

S^2D هنا تماثل (H) عند Mather

وإذا أردنا تقدير مكونات التباين الوراثي في F_2 فيلزم عمل بعض الأجيال الأخري مثل F_3 وهذا متاح في محصول مثل الذرة الشامية ومتوسط الجيل الثالث يكون بهذه الصورة :

$$(3/8)a + (1/4)\ d + (3/8)\ (-a) \text{ or } (1/4)d$$

وهناك مصدرين للأختلاف في F_3 هما:

(١) التباين فيما بين متوسطات نسل الجيل الثالث

(٢) متوسط التباين في أنسال الجيل الثالث .

ومتوسطات صفوف نسل F_3 تكون :

(1/4)a For AA , 1/2d for Aa, and (1/4)(-a)For aa

وعليه فأن تباين نسل F3 (S^2F_3) يساوي

$$\overline{S}^2F_3 = (1/4)a^2+(1/2)[(1/2)d]^2 + (1/4)(-a)^2\}-[(1/4)d]$$
$$= (1/2)a^2+(1/8)d^2-(1/16)d^2=(1/2)a^2+(1/16)d^2$$

وعلي أساس كل المواقع الوراثية يصبح : $^2F_3 = (1/2)A+(1/16)D\,\overline{S}$

وهذا يساوي في مفهومنا $^2F_3 = S^2A + 1/4\ S^2D\,\overline{S}$

كذلك متوسط التباين في F_3 سيكون :

$$\overline{S}^2F_3 = 1/2\{(1/4)a^2 + (1/2)d^2+(1/4)(-a)^2-[(1/2)d^2\}$$
$$= (1/2)[(1/2)a^2+(1/4)d^2]=((1/4)a^2+(1/8)d^2$$

وعلي مستوي كل المواقع سيكون : $^2F_3=(1/4)A+(1/18)D\,\overline{S}$

وهذا يساوي في مفهومنا $F_3=(1/2)S^2A+(1/2)S^2D\,\overline{S}$

ويمكن تلخيص ما سبق في المعادلات التالية :

$$\overline{S}^2F_2= (1/2)A+(1/4)D+E_2$$

$$\overline{S}^2F_3=(1/2)A+(1/16)D+E$$

$$\overline{S}^2F_3=(1/4)A+(1/8)D+E_2$$

والمكون E يعبر التباينات الغير موروثة non heritable variance والمشتركة مع مكونات التباين الوراثي في كل حالة .

ويمكن عمل نفس الشيء مع F_4 ، F_5 والمشتقة عن F_2 وكذلك يمكن تقدير مكونات التباين الوراثي فيما بين F_1 والأباء وهذا ما يطلق عليه أجيال التهجين الرجعي Rack Crosses ويمكن تلخيص التباينات المتوقعة في الهجن الرجعية وعددها ٢ كالأتي

$\hat{S}^2Bc_1 = (1/4)A+(1/4)D-(1/2)AD+E_2$

$\hat{S}^2Bc_2 = (1/4)A+1/4D-AD+E_2$

$\hat{S}^2B\text{-}S_1 = (1/4)A+(1/16)D-1/4(AD)+E_1$ (Back error selfed)

$\hat{S}^2B\text{-}S_2=(1/4)A+(1/16)D-(1/4)AD+ S_1$ Back cross selfed

$\hat{S}^2BS_2 = (1/4)A+(1/8)D+E_2$ Bc. Selfed

$\hat{S}^2BS_2=(1/4)A+)1/8)D+E_2$ Bc . selfed

في اجيال : Bc_1 , Bc_2 , Bs_1 , BS_2 تأثيرات المكونات الإضافية السيادية لا تكون منفصلة ، وإذا كانت لها نفس الأهمية فيجمع المعادلات لإيجاد التأثيرات السيادية والإضافية فمثلا :

$$S^2Bc_1+S^2Bc_2 = (1/2)A+(1/2)D+2E_2$$

$$S^2\text{-}Bs_1+\overline{S}^2BS_2 = (1/2)A+(1/8)A+(1/8)D+2E_1$$

وبالنسبة لعشائر الجيل F_2 , F_3 فأن $\acute{E}_2$, E_1 تعبر عن مقدار تباين الخطأ بين أفراد النباتات ولمتوسطات الأنسال علي التوالي.

إذن أصبح الأن الأمر سهل لتقدير مكونات التباين الوراثي ويلاحظ أن هناك نوعين من الأخطاء والمهمة لتقدير هذه المكونات ، ومن هذه الأخطاء – تباين الخطأ error variance الخاص

بالجيل الثاني F_2 , Bc_1 , Bc_2 ويمكن اعتباره كتباين داخلي within variance للتأثيرات البيئية الخاصة بالإباء وهجن الجيل الأول الناتجة منها .

استخدام التأثيرات البيئية المقدره من الأباء النقية السلالاية وهجنها الأولي F_1 في الذرة الشامية موضوع يحتاج إلي بحث تحليلي to criticism بسبب يرجع إلي أن التباين بين السلالات الفردية ربما يكون أكثر مما هو متوقع والتباين ما بين افراد الجيل الأول يكون أقل من المتوقع بمقارنته فيما بين أفراد الجيل الثاني الانعزالية أو مع الهجن الرجعية الممكن عملها . وتقديرات E_2 يمكن الحصول عليها من جمع مجموع المربعات ودرجات حرية الأباء السلالية وهجين الجيل الأول وهذه هي الطريقة المتاحة .

Worner 1952 اقترح تكنيكا جديدا لتقدير التأثيرات البيئية علي القياسات الخاصة بالنبات الفردي في الآباء وهجن الجيل الأول الناتجة منها وطريقته تعتمد علي التقدير A (1/2) الذي يمكن استخدامه بعد ذلك في حساب تقدير الكفاءة الوراثية (h^2) علي أساس النبات الفردي والطريقة تحتاج إلي قياسات عن F_2 والهجن الرجعية بهذه الصورة .

Population	Expected components variance
F_2	$(1/2)A+(1/4)D+E_2$
$2(F_2)$	$A+(1/2)D+2E_2$
Bc_1+Bc_2	$(1/2)A+(1/2)D+2E_2$
$2F_2-(Bc_1+Bc_2)$	$(1/2)A$

$$h^2 = (1/2)A/ S^2F_2 = (1/2)A / [(1/2)A+(1/4)D+E_2)$$

والطريقة تلك التي تقدر $(1/2)A$ أو S^2A لا تحتاج لتقدير مباشر لـ E_2 ولكن يحتاج إلي الافتراض بأنه ليس هناك تباينات غير وراثية no heritable variances تكون مصاحبة في F_2 والهجن الرجعية Bc وهذا الافتراض يعتقد بأنه منطقي بسبب أن (الجيل الثاني F_2والهجن الرجعية) تشتمل علي نفس التراكيب الوراثية ولكن توليف الهجن الرجعية Combine BC تحتوي علي ضعف التكرار من هذه التراكيب الوراثية .

وهناك مثال أخر للتنبؤ بمكونات التباين الوراثي في الأجيال المختلفة من S1 lines وحتي الجيل الثالث بعد ذلك ، فيؤخذ سلالتين وتهجينا والجيل الأول يعمل له تلقيح ذاتي ويعمل في F_2 أيضا تلقيح ذاتي (كل هذا بكميات وافرة) وذلك لإنتاج الجيل الثالث أي أن بذورF_3 تنتج من نباتات F_2 . وإذا كان التهجين ناجح فأن كميات وافرة من بذور F_3 ستكون متاحة للاختبار في مكررات أي أن التصميم يشتمل علي التراكيب الوراثية التجريبية The experimental entries التي

تشتمل علي الأباء P_1 , P_2 الجيل الأول الناتج منها (F_1) وما يقرب من مائة من أنسال F_3 . ويوضح جدول ٣-٣٢ هذا الاختبار. ويلاحظ أن اختبار (F) يعمل لضبط أو التقدير إذا كانت الاختلافات ما بين أنسال F_3 معنوية أولا، فإذا كانت معنوية فأن :-

$$S^2F_3 = M_{32}-M_2/r = (1/2)A+(1/16)D+E_1$$

وهذه تتساوي مع التباين فيما بين أنسال S_1 أي تساوي $1/2S^2A+1/4S^2D$. ومتوسط تباين أنسال F_3 تقدر من متوسط مربعات M_{12} التي يطلق عليها

$$(1/4)A+(1/8)D+E_2 = S^2F_3$$

وحيث أن الإباء والجيل الأول تكون متماثلة homogeneous فأن M_{11} ما هي إلا تقدير للتأثيرات البيئية للنباتات الفردية . وتشتق تقدير E_1 من (M_2) فيكون هذا تقدير للخطأ التجريبي علي أساس القطعة التجريبية plot بالنسبة إلي متوسطات نسل F_3 أي أن

$$E_2 = 1/2\ r$$

وهذا ما يطلق عليه تباين أي متوسطات أو تباين المتوسط ،إذن نحن الآن حددنا أربعة متوسطات لمجموع المربعات و باقي أربعة أخري لا نعرفها وهي E_2 , E_1 , D , A

$$S^2F_3 = (1/2)A + (1/16)D+E_1 = (M_{32}-M_2)/r$$

$$S^2F_3 = (1/4)A + (1/8)D+E_2 = M_{12}$$

$$M_2/r = E_1 , M_{11} , E_2$$

جدول ٣-٣١ تحليل التباين لسلالتين أبويتين والهجن الأول ، ١٠٠ نسل من F_3 مختبرة بيئة واحدة .

Source	General	Example	M.S	E.M.S
Replication	r-1	3		
Entries	n-1	102	M_3	
Among generation	g-1	3	M_{31}	S^2+rS^2g
Among F3 Progenies	p-1	99	M_{32}	$S^2+rS^2F_3$
Error	(r-1)(n-1)	306	M_2	S^2
Total	r n (k-1)			
Within	r p (k-1)	3708	M_1	
F3 entries	r h (k-1)	3600	M_{12}	$S^2we + S^2wg$
Homogenous enters	r h (k-1)	108	M_{11}	S^2we

تقديرات E_1 , E_2 يمكن الحصول عليها مباشرة من جدول ٣-٣١ . ولتقدير D, A نستخدم هذه المعادلات :

$(1/2)A+(1/16)D = (M_{32}-M_2)/r$

$(1/4)A+(1/8)D = M_{12} - M_{11}$

وبحل المعادلتين المعادلتين بالنسبة (A) و D نحصل منهما علي قيمة (A) بهذه الصورة

$A= (4/3)[2(M_{32}-M_2)/r]- (M_{12}-M_{11})$

$D= (16/3)[2(M_{12}-M_{11}) - (M_{32} - M_{12})/r]$

وتباين المكونات السابقة يتم بهذه الصورة :-

$VE2 = 2M^2_{11}/[rg (k-1)+2]$

$VE1 = 2M^2_2 / [(r-1)(n-1)+2]$

$VA =[128 M^2 / (g r^2P + 1)] + [32 M^22 / ((r-1) (n-1) + 2)] + [32 M^2 / (9 r p (k-1) + 2)] + [12 M^2 11 / (r g (k-1) + 2)]$

$VD = (512/9) + [M^2{}_{12} / (rp(k-1)+2)] +[M_{11} / (rg(k-1)+2)] + (1/ r^2) + [M^2{}_{32} / (P+1)] + [M^2{}_2 / ((r-1)(n-1)+2)]$

وهذا المثال يشمل علي أقل المعادلات الضرورية لتقدير المكونات الأربعة ونحن نفضل هذا المثال لأنه يشتمل علي عدد من المعادلات مساوي لعدد المكونات التي نرغب في تقديرها ، وإذا كان لدينا في هذه الحالة الهجن الرجعية (Bc_1 , Bc_2) والهجن الذاتية Backcrosses – selfed فهناك ثلاثة معادلات إضافية تكون متاحة لتقدير (A) , D بهذه الصورة :-

$S^2 \overline{B} S_1 + S^2 \overline{B} S_2 = (1/2)A+(1/8)D+2E_1$

$S^2 \overline{B} S_1 = (1/4)A+(1/8)D+E_2$

$S^2 \overline{B} S_2 = (1/4)A+ (1/8) D+E_2$

وتحليل التباين المشتمل علي الأباء وهجنها الأولي (F_1) لإيجاد تقدير التأثيرات البيئية للنباتات الفردية وكذلك الجيل الثالث (F_3) ، Bc_1 , Bc_2 موضح في جدول ٣-٣٢ .إما تجانس الأخطاء Homogenous errors يفترض أن يكون فيما بين متوسطات نسلي F_3 , Bc_1 , Bc_2 . متوسط مجموع مربعات الانحرافات يمكن تقسيمه أو تجزئته. والآتي ملخص كامل لتباين لكل المكونات الوراثية وتباين الخطأ جدول (٣-٣٢)

$S^2\overline{F_3} = (1/2)A+(1/16)D + E_1$

$S^2\overline{F_3} = (1/4)A+(1/8)D+E_2$

$\overline{S}\,^2BS_1 + S^2BS_2 = (1/2)A+(1/8)D+2E_1$

$S^2\overline{B}\ S_1 = (1/4) + (1/8)D+E_2$

$S^2\overline{B}\ S_2 = (1/4)A+(1/8)D+E_2$

$S^2/r = E_1$, $M_{14} = E_2$

جدول (٣-٣٢) ملخص لمتوسطات وتباينات ما بين الانسال استمرار التربية الداخلية والمقارنة بين علاقات النسب التي وضعها Mather عام (١٩٤٩)

Generation		Mean		Variance among progenies		Mean progeny variance	
Fi	Si	Mather	General	Mather	General	Mather	General
F_1		h	d	0	0	0	0
F_2	S_0	(1/2)h	(1/2)d	(1/2)D+(1/4)H	S^2A+S^2D	0	0
F_3	S_1	(1/4)h	(1/4)d	(1/2)D+(1/16)H	$S^2A+(1/4)S^2D$	1/4D+1/8H	$(1/2)S^2A+(1/2)S^2D$
F_4	S_2	(1/8)h	(1/8)d	(3/4)D+(1/16)H	$(3/2)S^2A+(3/16)S^2D$	1/8D+1/16H	$(1/4)S^2A+(1/4)S^2A$
F_5	S_3	(1/16)h	(1/16)d	(7/8)D+(7/256)H	$(7/4)S^2A+(7/6)4S^2D$	1/16D+1/32H	$(1/8)S^2A+(1/8)S^2D$
.	.	.	.	.	.	1/32D+1/64H	$(1/16)S^2A+(1/16)S^2D$
.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.
F_{10}	S_∞	(1/512)h	-D	$-2S^2A$	0	0	0

واذا ما نظرنا إلي جدول ٣-٣٣ لتوضيح الحالات التي تكون عليها تقديرات S^2D و تقديرات E_1 , D , A و أيضا E_2 لا يمكن بسهولة إيجادها وخاصة عندما تكون عدد المعادلات لا تساوي عدد المجاهيل . وفي هذا المثال عندنا سبعة معادلات وأربعة مجاهيل والتي يراد إيجادها وأحسن

طريقة هو استخدام تحليل اقل المربعات The least squares analysis واستخدام تحليل أقل المربعات الموزونة weighed least square وتعتبره الأخير أفضل تحليل.

وبالنسبة لمحصول الذرة الشامية وخاصة بعض الأنواع في محاصيل ذاتية التلقيح ، إضافة أجيال جديدة سيزيد المعادلات المتاحة لتقدير مكونات التباين الوراثي فإذا كان لدينا الجيل الثالث F_3، الجيل الرابع F_4 فأننا سنحوز علي ستة معادلات وأربعة تقديرات يراد إيجادها . وهذا ما يوضحه جدول ٣-٣٣ بخصوص مكونات التباين المتوقعة ويعرض الجدول مقارنة ما بين مكوناتنا ومكونات Mather ١٩٤٩ ، Mather and Jinks عام ١٩٧١ . ويلاحظ في هذا الجدول F_2 يقابلها أو تساوي التباين فيما بين (S_0) كذلك التباين ما بين أنسال F_3 يساوي التباين ما بين أنسال (S_1) .

وتأثيرات الارتباط linkage علي مكونات التباين الوراثي الإضافي والسيادي المتحصل عليها من العشائر المشتقة من الآباء السلالية النقية ينطبق عليها نفس الشيء الذي ذكرناه عند مناقشة هذا الموضوع في التصميم الثالث (D III)

عموما نقول ، أن تقديرات التباين السيادي S^2D سوف ترتفع إلي أعلي بالنسبة حالة الارتباط نفسه، وتقديرات التباين الإضافي S^2A سوف تنخفض إلي أسفل بالنسبة لحالة repulsion ولأعلي في حالة coupling . وكما في حالة DIII فإن حالة الاتزان الارتباطي يمكن الوصول إليها بواسطة التلقيح العشوائي Random mating للجيل الثاني وذلك لمدة أربعة أجيال متتالية أو أكثر . وقد أوضح ذلك Hanson عام ١٩٥٩ وفي عشائر الجيل الثاني والهجن الرجعية ، كليهما يستخدم المواد الأصلية الأساسية وهي السلالات سواء كان التهجين في البداية أو تم ما بين سلالتين نقيتين أو بين سلالة و أخري ذات صفات ممتازة ومرغوبة فبالنسبة إلي F_2 ، مجموعات الارتباط ربما تكون مرغوبة وعلي العكس في عشائر الهجن الرجعية يكون كسر تلك الارتباطات المرغوبة والمتماسكة أمر صعب وخاصة إذا ما ارتبطت تلك بتأثيرات التعدد الجيني غير المرغوبة undesirable peliotropic effects . وتحويل البيانات قبل تحليلها يمنع تواجد تأثير التفوق. والقول بأن هناك انعدام لحالة التفوق في حالة التصميمات الأخرى أمر مهم . ويعتقد أن التفوق يعتبر صغير جدا نسبيا إلي المكونات الأخرى الإضافية والسيادية ، بالنسبة إلي F_2 والهجن الرجعية المشتقة من سلالات نقية يكون التفوق أكثر أهمية عما في العشائر ذات القاعدة الوراثية الواسعة ، ويمكن اختبار الانحراف ألتفوقي هذا بمقارنة متوسطات الأجيال المختلفة كما أوضح ذلك Mather عام ١٩٤٩ .

٤ -٢-٤ طريقة التلقيح المفتوح Open pollinated method

هذه إحدى طرق تقدير القدرة العامة للائتلاف ، وقد استخدمت في المراحل الأولي للتربية وهي بلا شك تأتي في الترتيب قبل الطريقة السابقة وهي إلي حد كبير تشبهها ولكن طريقة التنفيذ تختلف عنها حيث تزرع المواد الوراثية مع بعضها البعض في قطاع واحد علي هيئة عينات أو مجموعات وفي تتابع، ونباتات كل مجموعة تلقح نباتات المجموعات الأخرى وهكذا ثم تحصد بذور كل مجموعة بعد ذلك وتزرع فيما بعد لإجراء المقارنة – هذا يعطي فكرة عن القدرة العامة علي الائتلاف لكل مجموعة (كل مجموعة عبارة عن سلالة أو صنف) ولكن نتائج هذه الطريقة يتوقف علي عدد المكررات وحجم وشكل القطعة التجريبية وتوافق المجموعات تحت الاختبار في مواعيد التزهير . وبصفة عامة نقول أن مجال استخدام هذه الطريقة هو محاصيل العلف وتستخدم في الخطوات الأولي لأي برنامج للتربية حيث يستلزم الأمر تصفية الأعداد الهائلة من مواد التربية الأساسية . والمراجع العلمية ليست كثيرة في هذا الشأن.

٤-٣ المقارنة ما بين طرق تقدير القدرة علي الائتلاف :-

A comparison between the estimation methods of combining ability .

نحن الآن بصدد مقارنة ثلاث طرق لتقدير القدرة العامة علي الائتلاف وهي :

١-طريقة التلقيح القمي ، ٢- طريقة التلقيح المفتوح ، ٣- طريقة الهجن التبادلية . وقد أجري هذا البحث كل من Kydelko , Tyrbina , Kateleva عام ١٩٧٢ في ولاية بيلوروسيا السوفيتية في محصول الذرة الشامية باستخدام السلالات :L66 , L25 , L15 , L16 , L20 , L21 , L22 وأخيرا السلالة Chernoviski - 21 وعمل فيما بين هذه السلالات كل التلقيحات الممكنة لإنتاج كل الهجن التبادلية . ولتنفيذ طريقة التلقيح القمي استخدمت الكشافات المتباينة التالية :

1- Chendelmizer صنف

2- Vornojeck 80 صنف

3- D.C (218 p3 x 299 p20) (256p3 x 260 p11) هجين زوجي

4- D.C (243 x 260 p11) x 228p1 x 229) هجين زوجي

5- S.C (218 p3 x 229 p20) هجين فردي

6- S.C (228 p1 x 229) هجين فردي

7- S.C (256 P3 x 260 P11) هجين فردي

8- S.C (243 x 260 P11) هجين فردي

وقد اختبرت الهجن التبادلية الناتجة والهجن القمية والهجن الناتجة من طريقة التلقيح المفتوح في منطقتين عامي ١٩٦٨ ، ١٩٧٠ ثم في منطقة ثالثة عام ١٩٧١ فقط . وكانت مساحة القطعة التجريبية ٧٠ x ٧٠ وعدد الجور في الخط ١٢ جوره وعدد المكررات ثلاثة . والصفات المدروسة هي المحصول فقط . ويوضح الجدول التالي(٤ - ٣) بيانات تحليل تجربة الهجن التبادلية (في صورة تأثيرات للقدرة للائتلاف .

جدول ٤-٣ تأثيرات القدرة العامة للائتلاف لسلالات الذرة الشامية مقدرة بطريقة الهجن التبادلية

Locations, years of yield trials	G . C . A lines							
	L15	L16	L20	L21	L22	L25	L66	Cherno .21
Location I – 1968	-0.3	-0.04	-0.10	-0.61	-0.42	0.51	0.83	0.14
Location II – 1968	-0.29	0.79	0.07	0.62	-0.52	1.21	0.87	0.06
Location I – 1970	-0.06	---	-0.04	-0.41	-0.34	0.63	0.04	0.15
Location II-	0.23	---	0.38	-0.22	-0.69	0.91	0.57	0.04
Location III 1971	0.72	---	-0.30	-0.87	-0.25	-0.19	0.79	0.07
The overall mean	0.01	0.42	-0.15	-0.55	-0.46	0.61	0.62	0.09

ويتضح من هذه التأثيرات الواردة في الجدول السابق أن السلالتين L25 , L66 تحوزان علي أعلا قيم لهذه التأثيرات وفي نفس الوقت كانت هاتين السلالتين أعلا السلالات محصولا وقد كان الارتباط ما بين السلالات لصفة المحصول عند الاختبار العادي وقيم تأثيرات القدرة العامة علي التآلف هو ٠،٤٩ ورغم انخفاض القيمة إلا أنه كان ارتباطا معنويا، وهذا يثبت أن هذه السلالات تحوز علي قدر كبير من العوامل الوراثية الإضافية أو المضيفة. ويوضح الجدول التالي (٤ – ٤) سلوك هذه السلالات عند اختبارها بطريقة الهجن القمية ومقارنة ذلك بالطريقة السابقة من خلال استعراض المتوسطات العامة فقط والتأثيرات للقدرة العامة علي التآلف .

جدول ٤-٤ متوسط محصول الكيزان لسلالات الذرة الشامية في التلقيحات القمية والهجن التبادلية (متوسط ثمانية كشافات – كيلو جرام / قطعة تجريبية)

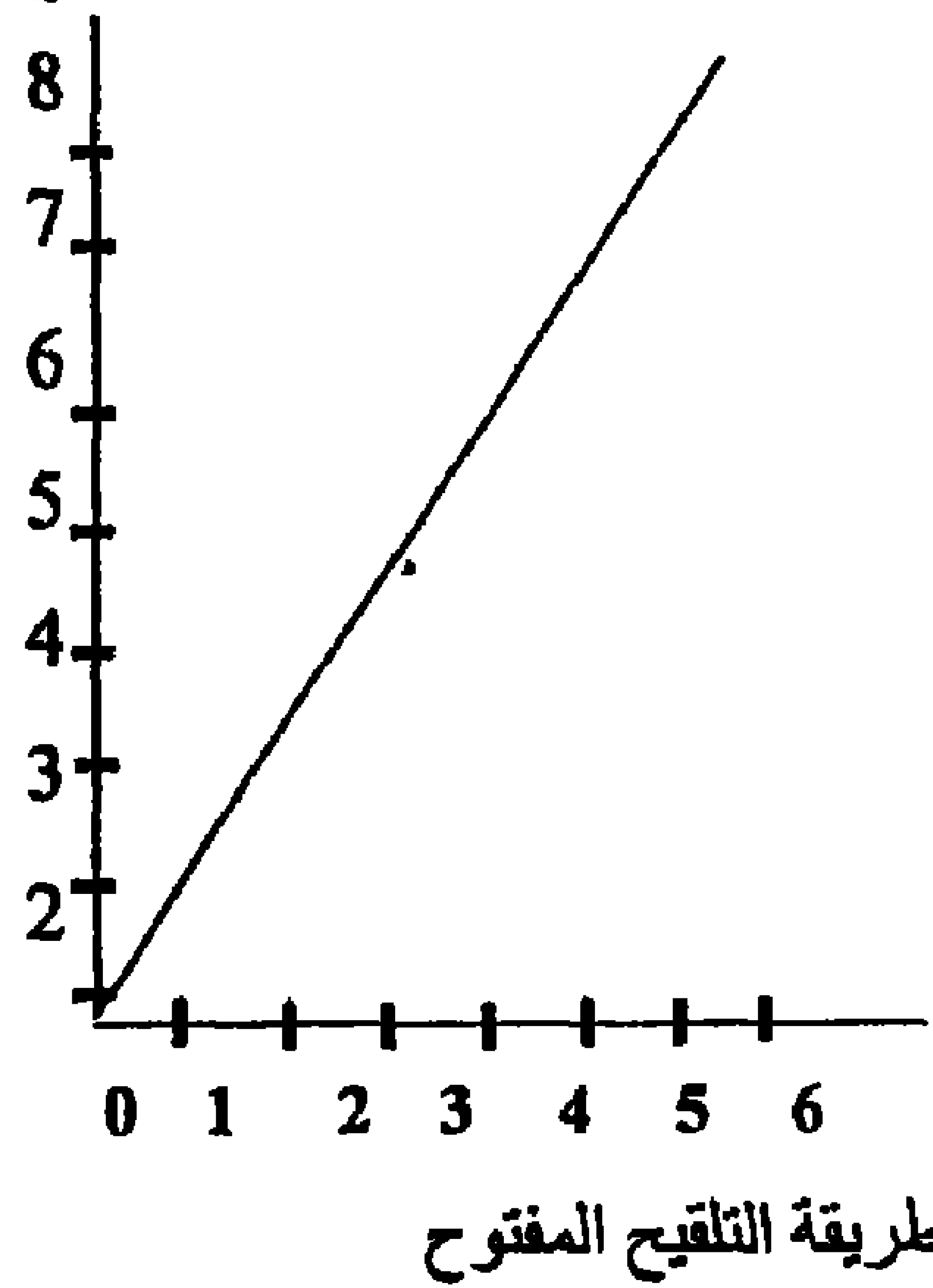
Methods of yield trials	L15	L16	L20	L21	L22	L25	L66	Cherno-21
Top crosses	**5.10**	**4.81**	**4.65**	**4.44**	**4.35**	**4.19**	**4.91**	**4.02**
Diallel crosses(1)	**2.39**	**1.76**	**2.77**	**2.00**	**2.32**	**2.85**	**3.16**	**2.31**
(2)	**-0.01**	**-0.42**	**-0.15**	**-0.55**	**0.61**	**0.61**	**0.62**	**0.09**

المقصود برقم (١) متوسط سلوك السلالة في التلقيحات التبادلية ، (٢) متوسط تأثيرات القدرة العامة على الائتلاف. ويتضح اتفاق البيانات الثلاثة بأن السلالة L66 تحوز علي أعلا القيم مما يدل علي تفوق هذه السلالة وقد أيدت طريقة التلقيح المفتوح هذه النتائج . السلالة رقم L25 أعطت تأثيرات للقدرة العامة للتآلف ومتوسطات عالية في سلوكها في كل التلقيحات التبادلية ولكنها لم تكن كذلك في سلوكها في التلقيحات القمية في حين لم يكن محصولها سيئا من خلال بيانات طريقة التلقيح المفتوح.

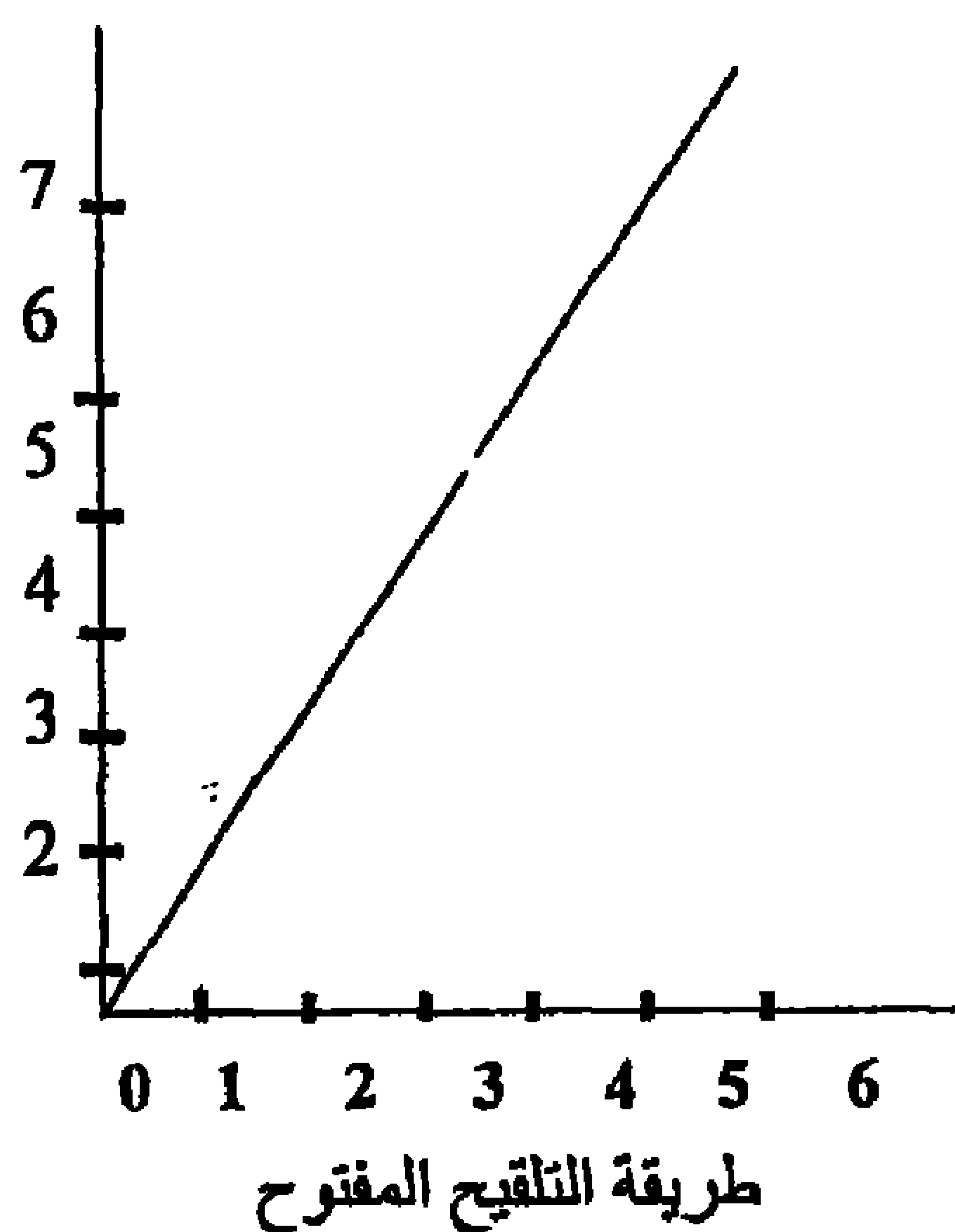
Kateleva عام ١٩٦١ أوضحت أن هناك علاقة ارتباط ما بين طريقة التلقيح المفتوح وطريقة التلقيح القمي وقدرت معامل الارتباط ما بين الطريقتين (0.783) وأوضحت إلي أنه يمكن استخدام طريقة التلقيح المفتوح كطريقة من طرق تقدير القدرة العامة علي التآلف دون خوف من ضياع تراكيب وراثية ومعلومات جيدة أو مرغوبة . وأشارت إلي أنه يمكن استخدام هذه الطريقة في الخطوات الأولي في برامج التربية وذلك لتقليل أعداد السلالات أمام المربي لتقليل حجم العمل

والمجهود والوقت والتكاليف ، وأوضحت إلي أن السلالات التي تحوز علي قدرة ائتلاف عامة عالية يمكن بعد ذلك وضعها في برنامج تربية على هيئة تبادلية Diallel crosses .

Tyrbin & Kateleva عام ١٩٦٦ قارنا ما بين طريقة التلقيح القمي وطريقة التلقيح المفتوح لصفة محصول الكيزان والمحصول الأخضر (فى الذرة الشامية العلفية) باستخدام عدة مجموعات من السلالات المختلفة في مواعيد نضجها ، حيث استخدما ثلاثة مجاميع – مبكرة – متوسطة و متأخرة.وأوضحت هذه الدراسة أن طريقة التلقيح المفتوح قد مكنت من استثناء او استبعاد ما يقرب من ٤٠-٥٠% من السلالات دون خوف من ضياع أي تراكيب وراثية ذات قيمة. واتضح أثر هذه الطريقة بشكل جلي لصفة المحصول الأخضر وكان معامل الارتباط ما بين الطريقين في المجموعة الأولي 0.80 والثانية 0.90 وهذا ما توضحه الأشكال التالية (شكل ٤-١، شكل ٤-٢) .



شكل ٤-١ توزيع المحصول الأخضر للسلالات عند اختبارها بطريقة التلقيح المفتوح و القمي



شكل ٤-٢ توزيع محصول الكيزان للسلالات عند اختبارها بطريقتي التلقيح المفتوح والقمي

ويوضح الجدول التالي نتائج تجربتين كان قد أجراهما الباحثين السابقين لتوضيح المقارنة ما بين الطريقتين السابقتين ، مرة عند تطبيقها علي مجموعة من السلالات ومرة أخرى عند تطبيقها على الأصناف (جدول ٤ – ٥).

جدول ٤-٥ المقارنة ما بين طريقتي الهجن القمية والتلقيح المفتوح للسلالات والأصناف فى محصول الذرة الشامية

Lines & varieties	Yield of ears		Vegetative yield	
	Top crosses	Open pollinated	Top crosses	Open pollinated
Lines :				
Pg	4.6	4.81	14.5	14.6
Mg3	4.39	3.96	14.6	12.7
M-76	4.25	3.57	12.4	10.8
G	3.98	3.08	11.98	10.6
Kr	3.68	3.41	10.2	8.8
bp	3.44	2.41	8.67	5.8
C	3.32	3.13	9.6	10.6
M	2.69	1.36	4.9	2.5
P	2.08	1.76	5.5	5
Varieties				
Vir 1404	4.71	4.14	13.8	13.8
Vornojecki-76	4.52	3.78	14.2	15.8
Copocoucki	2.43	2.62	7.17	6.75
L.S.D 0.05 (lines)	0.38	0.33	0.87	0.91
L.S.D 0.05(varieties)	0.29	0.33	0.84	0.88

وقد اتضح من البيانات المعروضة بأن في مجموعة السلالات ، السلالات الثلاثة الأول في الطريقتين أعطت أعلا المتوسطات فى الصفتين تحت الدراسة. إما في مجموعة الأصناف، فقد تفوقت وتماثلت تقريبا نتائج الصنفين الأول في الطريقتين و للصفتين . وهذا يؤكد النتائج المتحصل عليها مسبقا .

٤-٤ التربية الداخلية والقدرة علي التالف Inbreeding and combining ability

كما هو معلوم ، تجري عملية التربية الداخلية علي النباتات الجيدة النسل والجيدة الصفات في كل جيل من أجيال التربية الداخلية. وكما هو معلوم تنخفض بها القدرة وتقل حالة الخلط وتزداد الأصالة أو النقاء وخلال ٥-٦ أجيال من التلقيح الذاتى والمستمر تكون جميع النباتات تقريبا متماثلة الشكل ويجب اختبار هذه السلالات ، وأحسن وسيلة لذلك هو الاختبار القمي والتي تكون كافية في هذا المجال حيث يتم خلالها تحديد القدرة علي الائتلاف.

Jinkens عام ١٩٥٤ درس بعض التلقيحات القمية والتيأجريت على سلالات مختلفة في أجيال التربية المتعاقبة، وأوضحت النتائج أن القدرة علي الائتلاف للسلالات يمكن أن تحدد في الأجيال المبكرة ، وقد كانت الهجن المتحصل عليها من تهجين سلالات S_1 متساوية مع محصول السلالات في الأجيال المبكرة . وقد كانت الهجن المتحصل عليها من تهجين سلالات S_1 متساوية مع محصول السلالات في الجيل الخامس والسادس الذاتي (S_5 - S_6) .

Sprague and Miller عام ١٩٥٧ أوضحا إلي أن الانتخاب المظهري للسلالات لم يؤثر علي القدرة علي الائتلاف ، وأوضحا إلي أنه لا يوجد علاقة ارتباط ما بين درجة التربية الداخلية والقدرة علي الائتلاف.

وقد أوضحت التجارب التي أجريت في المكسيك (CYMMIT) أن الانتخاب المظهري والمصحوب بالتربية الداخلية لم يؤدي إلي رفع مستوي القدرة علي التآلف بشكل واضح وذلك إذا أجريت الاختبارات في ظروف زراعية ملائمة للإباء . ولكن إذا أجري الانتخاب في ظروف بيئية متباينة فأن الانتخاب يعتبر فعال في الجيل الثالث للتربية الداخلية . وقد أيد هذه النتائج كثير من الباحثين . وأخيرا نود أن نشير إلي أنه في بعض الحالات وعندما تغيب أو تنخفض القدرة العامة علي التآلف يمكن في مثل هذه الحالات الخاصة ومع هذه التراكيب الوراثية إجراء الانتخاب للقدرة علي التآلف وذلك في الجيل الثالث الذاتي.

شحاتة وآخرين كون مجموعات من الهجن التبادلية ما بين ستة سلالات من الذرة الشامية مختلفة في أجيالها الذاتية من S1 إلى S6 أي اجري وتحصل هجن تبادلية في كل جيل ذاتي. وأثبتت النتائج بأن إعداد الهجن المتفوقة في المحصول في الأجيال المتأخرة من التلقيح الذاتي كانت أكثر

بالمقارنة عما في الأجيال المبكرة ، وكانت هناك بعض الهجن (عددها قليل) متفوقة محصوليا والناتجة من سلالات في أجيالها المبكرة من التلقيح الذاتي . فضلا عن ذلك فقد كانت هناك بعض الهجن المحددة وبعداد قليلة متفوقة محصوليا عند تكوينها بنفس السلالات في أجيالها المبكرة والمتأخرة من التلقيح الذاتي أي في S2, S2and S3 إلى S6 .هذه الدراسة أوضحت بجلاء بأنه يمكن إنتاج بعض الهجن الجيدة (وان كانت بأعداد قليلة) في بعض أجيال التلقيح الذاتي المبكرة دون الانتظار حتى تصل السلالات المكونة لها في أجيال التلقيح الذاتي المتأخرة . كذلك أيدت نتائج الدراسة نتائج الدراسات السابقة وما جاء في نظرية الاختبار المبكر Early tests في هذا الشأن بأن قدرة الائتلاف والقدرة المحصولية العالية تتحدد في الأجيال المبكرة من التلقيح الذاتي . (دراسة غير منشورة وجزء من رسالة دكتوراه أجريت في قسم المحاصيل بزراعة المنوفية) .

٤-٥- الاختبار المبكر Early test

التجارب التي أجراها Sprague (1955) وآخرين أوضحت أنه يمكن معرفة أو تحديد القدرة علي التآلف مبكرا للسلالات وفي الأجيال المتقدمة أو المبكرة من التربية الداخلية . ويفيد الاختبار المبكر في تحديد السلالات الجيدة في قدرتها الائتلافية ومن ثم التركيز علي هذه السلالات المحدودة العدد وعليه فيمكن عزل أو استثناء السلالات الرديئة مما يرفع من كفاءة الانتخاب داخل السلالات الجيدة فقط. وفي دراسة على الاختبار المبكر أجريت في ولاية أيوا الأمريكية لوضع برنامج تنفيذي لهذه الطريقة يمكن تلخيصه فيما يلي:

في البداية لابد من تحديد المصدر الأساسي أو الأصلي الذي يجب عزل السلالات منه ويلي ذلك إجراء التلقيحات الذاتية ويجب في هذه الحالة اختيار النباتات ذات القدرة القوية علي النمو والمقاومة للأمراض والرقاد بأنواعه وفي نفس الوقت تهجن هذه النباتات مع كشاف (٥ - ٨ كيزان) وذلك بغرض الحصول علي معلومات أولية عن القدرة علي الائتلاف . وعلي أساس هذا الاختيار يتم استبعاد واستثناء ¾ النباتات. وفي الجيل الرابع للتلقيح الذاتي المستمر يتم عزل كل السلالات الرديئة ويستبقي علي كل السلالات الجيدة بعد اختبارها في صورة هجن فردية وذلك بغرض تقدير ليس فقط القدرة العامة علي التآلف ولكن للقدرة الخاصة أيضا . وبعد هذه الاختبارات يتم اختيار السلالات التي يمكن أن تفيد في إنتاج الهجن الزوجية . وفعالية هذه الطريقة يمكن أن تكون عالية لو أننا انتقلنا من التقدير المبكر للقدرة العامة علي الائتلاف إلي تقدير القدرة الخاصة علي الائتلاف . هذا يمكن

الوصول إليه لو أن الكشاف المستخدم كان صنفا وراثيا أكثر قربا من المصدر المعزول منه السلالات نفسها والمراد اختيارها.

Richy عام ١٩٥٦ حلل تجارب كان قد أجراها Sqrague 1954 وتوصل إلي أن تطبيق الاختبار المبكر كطريقة تعني تقليل التكاليف والمجهود. كذلك أوضح أنه أمكن عزل ١٥% من السلالات واستبعادها واستثناءها من برنامج التربية وذلك بدون أي خوف من ضياع تراكيب وراثية جيدة . كذلك لم يجد الباحث أي فروق في محصول الهجن الفردية عندما تكونت الهجن الفردية من السلالات في الجيل الثالث والخامس من أجيال التلقيح الذاتي المستمر.

Sprague عام ١٩٦٤ أوضح أن طريقة الاختبار المبكر تؤدي إلي إمكانية عزل العشيرة الأصلية إلي مجموعتين علي أساس القدرة العامة علي الائتلاف ، فإذا تم الانتخاب للقدرة علي الائتلاف في العشيرة فسوف نحصل في النهاية علي مجموعة من السلالات العالية المحصول (أي تمتاز بقدرة ائتلاف عالية) أما إذا تم الانتخاب عشوائيا أو أجري علي أساس الشكل المظهري فسوف نحصل في النهاية علي مجموعة من السلالات أقل قدرة في الصفات المرغوبة عما هو عليه الحال في الحالة الأولي.

وفي الوقت الحالي يمكن الحصول علي هجن زوجية ذات قيمة وناتجة من سلالات ملقحة ذاتيا لمدة جيل واحد ذاتي أو جيلين فقط ، بمعني أن القدرة علي التآلف يتم تحديدها مبكرا وفي الأجيال المتقدمة جدا للتلقيح الذاتي .

٤-٦ - الطرق الأساسية للتربية للقدرة علي الائتلاف :

Breeding methods for combining ability

هناك اتجاهين في برنامج التربية للقدرة علي التآلف – الاتجاه الأول هو تحسين المتاح من السلالات للقدرة علي الائتلاف ، والاتجاه الثاني هو انتاج أصول جديدة عالية في قدرتها الائتلافية وتتوقف عملية اختيار أي اتجاه علي المواد أو التراكيب الوراثية تحت الدراسة ودرجة توارث صفاتها ودرجة قوة التهجين الناتجة عند التهجين بين المنتخبات.

ومن الطرق الشائعة للتربية للقدرة علي الائتلاف – الانتخاب الدوري وطريقة التحسين التجميعي والانتخاب الجاميطي ومن الطرق التي يمكن من خلالها الاستفادة بفعل دور قوة الهجين – طريقة النسب وذلك لعزل سلالات جديدة من خلال المواد الوراثية الأساسية أو الأصلية والآتي شرح مبسط لهذه الطرق.

١ ـ الانتخاب الدوري أو المتكرر Recurrent selection

أول من اقترح طريقة الانتخاب المتكرر Jenkins وتلا ذلك Hull الذي أوضح الطريقة التطبيقية بخصوص تحسين القدرة الخاصة علي الائتلاف عن طريق الانتخاب بعد عدة دورات من التهجين بين السلالات المنتخبة . ومن هنا أخذت الطريقة اسم الانتخاب المتكرر وقسمت الطريقة إلي أربعة نظم أو طرق وهذه الطرق كما ذكرها Sprague عام ١٩٥٩ هي :-

أـ الانتخاب الدوري البسيط Simple recurrent selection

ب- الانتخاب الدوري للقدرة العامة Recurrent selection for G . C. A

جـ الانتخاب الدوري للقدرة الخاصة Recurrent selection for S.C.A

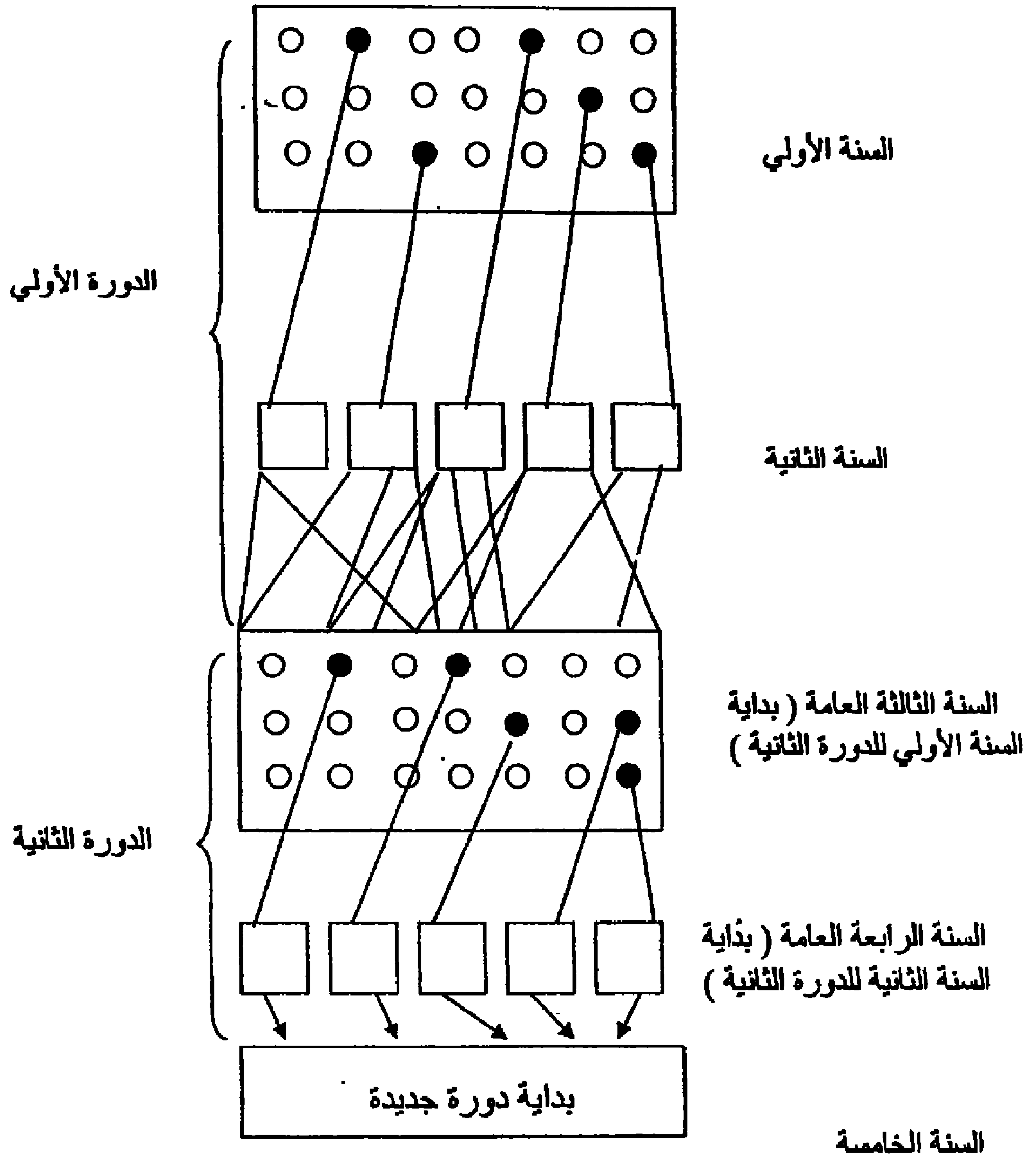
د – الانتخاب الدوري العكسي Reciprocal recurrent selection

ا – الانتخاب الدوري البسيط:

يعتمد تنفيذ هذه الطريقة علي القياسات الظاهرية حيث لا يتم الانتخاب علي أساس التلقيح القمي . وقد كانت هذه الطريقة ناجحة في الصفات ذات درجة التوريث العالية والتي يمكن تقديرها بدقة عن طريق الشكل الظاهري أو باستعمال عدة اختبارات بسيطة ويوضح الشكل (٤-٣) التالي كيفية تنفيذ وخطوات تنفيذ هذه الطريقة كما يلي :

١- العام الأول : تزرع العشيرة أو الأساس المراد الانتخاب فيه وعلي أساس الصفات الظاهرية المرغوبة وتلقح النباتات التي وقع عليها الاختبار ذاتيا.

٢- العام الثاني : تزرع البذور السابق الحصول عليها كلها في خط ثم يهجن بين نسلها بكل الطرق الممكنة وبذلك تنتهي الدورة الأولي.



شكل ٤-٣ تنفيذ طريقة الانتخاب المتكرر الظاهري (البسيط)

٣- العام الثالث :- تزرع بذور العشيرة الجديدة وهذه سنة التقييم لهذه العشيرة الجديدة مع ما أحتفظ به من أصل العشيرة القديمة أو الأصلية ويمكن من خلال هذه العشيرة الجديدة البدء في دورة جديدة حيث يتم انتخاب عديد من النباتات الممتازة وتلقح ذاتيا كما في العام الأول ثم يعاد الانتخاب وعمل التلقيح الذاتي فيها.

٤- العام الرابع :- تزرع البذور الذاتية والمنتخبة في العام الثالث كل وفي خط ثم يهجن نسلها بكل الطرق الممكنة كما هو عليه الحال في العام الثاني – بعد ذلك يستعمل الناتج في شتي مجالات الاستعمال والتي سنذكرها فيما بعد أو تبدأ دوره جديدة من التحسين علي أساس النظام السابق وتعتبر الطريقة فعالة جدا لرفع نسبة الزيت والتريبتوفان والمقاومة للأمراض.

في عام ١٩٥٠ وكذلك Sprague , Miller and Brimhall عام ١٩٥٢ أوضحوا بأن هذه الطريقة فعالة في تحسين نسبة الزيت في حبوب الذرة الشامية وكان الصنف المستخدم هو Stiff stalk حيث كانت نسبة الزيادة الكلية لمتوسط مجموع التلقيح الذاتي ومتوسط العشيرة الأصلية ومتوسط العينة المنتخبة علي التوالي هي :0.65 ،3.03 3.23 وكان معدل الزيادة السنوية لمتوسط مجموعة التلقيح الذاتي ومتوسط العشيرة الأصلية ومتوسط العشيرة المنتخبة هي علي التوالي 0.65 0.13 0.41, وعند مقارنة نتائج المجموعتين ، مجموعة التلقيح الذاتي لمدة خمسة أجيال ومجموعة الانتخاب الدوري نجد أن هذه الطريقة كانت فعالة وذات كفاءة في رفع نسبة الزيت في حبوب الذرة الشامية.

ب- طريقة الانتخاب الدوري للقدرة العامة والخاصة علي التآلف

Recurrent selection for general and specific combining ability

هذه الطريقة تتكون من دورات تكاد تكون منفصلة، كل دورة مدتها ثلاثة سنوات :

العام الأول : يتم فيها انتخاب للنباتات ثم يجري لها تلقيح ذاتي وفي نفس الوقت تهجن مع كشاف . و تتوقف عملية اختيار الكشاف نفسه علي الطريقة . فإذا كانت الطريقة انتخاب للقدرة الخاصة يكون الكشاف المختار ضيق القاعدة الوراثية مثل السلالات أما إذا كان الانتخاب للقدرة العامة، لابد وأن يكون الكشاف المختار واسع القاعدة الوراثية مثل الأصناف المفتوحة أو الأصناف التركيبية أو الهجن بأنماطها المختلفة.

العام الثاني : يتم اختبار للهجن القمية ويتم انتخاب أحسن الأصول الملقحة ذاتيا.

العام الثالث : يزرع النسل المنتخب ويجري فيما بينها عمل كل التلقيحات الممكنة – البذور الناتجة مع بعضها بكميات متساوية وهذه هي بذور العشيرة الجديدة.

العام الرابع : تزرع العشيرة الجديدة والتي تعتبر بداية لدورة جديدة في نفس الوقت ويوضح

الشكل العام التالي طريقة تنفيذه الطريقة (شكل ٤-٤) .

السنة الأولي

الدورة الأولي

كشاف

مقارنة اختبارات الهجن

السنة الثانية

السنة الثالثة

السنة الرابعة

الدورة الثانية

بداية الدورة الثانية

كشاف

مقارنة اختبارات الهجن

السنة الخامسة

السنة السادسة

السنة السابعة

ج- الانتخاب الدوري (المتكرر)العكسي:- **Reciprocal recurrent selection**

اقترح هذه الطريقة كل من Harvey , Robinson, Comstock عام ١٩٤٩ وهذه الطريقة ما هي إلا تحوير أو تعديل مجدد لطريقة الانتخاب الدوري للقدرة العامة والخاصة ولكن هنا يستخدم عشيرتين في بداية الإجراء أو العمل نفسه حيث تفترض الطريقة تهجينا عكسيا للعشيرتين A , B مع عمل التلقيح الذاتي مع إجراء الانتخاب للقدرة علي الائتلاف ويتم العمل بهذه الطريقة في صورة دورات كل دورة تستمر نحو ثلاثة سنوات بهذه الصورة.

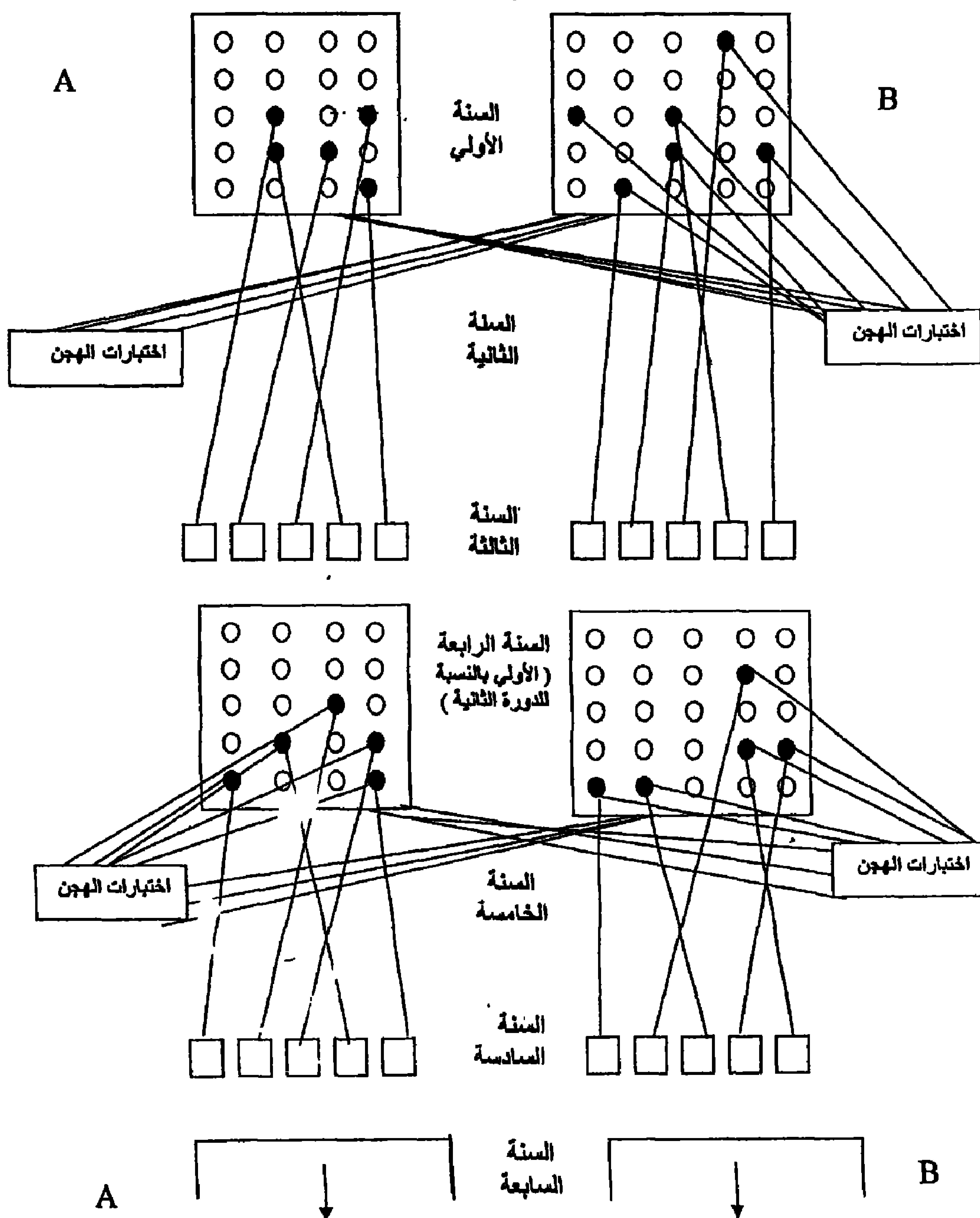
١- في العام الأول : ينتخبا افضل النباتات من العشيرة (A) وتلقح ذاتيا وفي نفس الوقت تلقح إلي كشاف (الكشاف هنا هو العشيرة B) وفي نفس الوقت يعمل نفس الشيء للعشيرة الأخرى ويكون كشافها العشيرة (A)

٢- في العام الثاني :- تختبر الهجن القمية الناتجة من العشيرتين .

٣- في العام الثالث :- تزرع حبوب النسل (علي أساس الاختبارات القمية) الملقحة ذاتيا والمحتفظ بها من العام الأول . وفي هذا العام يجري تهجين ما بين كل المكونات أو التركيبات الممتازة (السلالات) من العشيرة A وبين السلالات للعشيرة (B) .

الحبوب الناتجة من هذه التهجينات تخلط مع بعضها البعض (لكل عشيرة علي حده) .

٤- في العام الرابع : الحبوب الناتجة للعشيرة الأولي وتصرف بـ (`A) وللعشيرة الأخرى (`B) هما في نفس الوقت تعتبر أساسا لبداية دوره جديدة ويوضح الشكل التالي طريقة تنفيذ هذه الطريقة (٤-٥).



شكل ٤-٥ – تنفيذ طريقة الانتخاب الدوري العكسي

الفروق الأساسية بين هذه النظم أو الطرق :-

١- يعتمد الانتخاب في طريقة الانتخاب الدوري البسيط علي أساس القياسات الظاهرية للنباتات الملقحة ذاتيا أو نسلها ولكن في الطريقتين الأخريتين يعتمد الانتخاب علي عمل الاختبارات القمية مع كشافات محددة.

٢- في حالة الانتخاب الدوري للقدرة العامة علي الائتلاف يكون الكشاف المستخدم واسع القاعدة الوراثية مثل الأصناف أو الهجن أو الأصناف التركيبية ولكن في حالة الانتخاب الدوري للقدرة الخاصة علي التآلف يكون الكشاف ضيق القاعدة الوراثية مثل السلالات والهجن الفردية.

٣- في الانتخاب الدوري العكسي تستعمل عشيرتين مختلفتين كل واحدة منها تستخدم ككشاف للأخرى.

ونود أن نشير إلي أن طرق الانتخاب الدوري تضمن أقل قدر من التلقيح الذاتي قد يصل كحد أدني إلي ٢.٨% وتضمن تلقيح قمي لاختبار المواد الوراثية ثم انتخاب لهذه التراكيب الممتازة تمهيداً لإعادة الدورات الجديدة ومن هنا كانت فعاليتها . ويتضح هذا أكثر عند استعراض الأسس الأساسية التي تقوم عليها الطرق السابقة كما أوردها Jugenhiemer عام ١٩٥٧ وهي :

١- عزل بعض النباتات وعمل التلقيح الذاتي لجيل واحد.

٢- اختبار هذه المواد والملقحة ذاتيا في تلقيح قمي بالنسبة لصفة المحصول والصفات الأخرى .

٣- عمل كل التلقيحات الممكنة ما بين أحسن هذه السلالات أو التراكيب الوراثية بغرض إنتاج الصنف التركيب أي عمل intercrossing .

٢ ـ طريقة التحسين التجميعي : Convergent improvement

تعتبر هذه الطريقة إحدى الطرق المستخدمة لتحسين السلالات النقية وذلك بإضافة لكل من السلالتين أو لإحداهما والداخلتين في تكوين الهجين الفردي الجينات ذات التأثير السيادي وبعبارة أخري إذا كان الهجين الفردي (أ × ب) ويراد تحسين السلالات الداخلة في هذا الهجين، فيمكن تحسين السلالة (أ) وذلك بإضافة صفات ممتازة من السلالة (ب) إليها ، كذلك يمكن تحسين السلالة (ب) بإضافة الصفات الممتازة في السلالة (أ) ثم تهجن السلالات المحسنة فيما بينها معا لإنتاج الهجين الفردي المحسن أو الجديد (أ × ب) ويمكن تكرار هذا التحسين لأكثر من مره . ويمكن تلخيص هذه الطريقة كالآتي :-

١ـ التهجين ما بين السلالتين (أ × ب).

٢ـ عمل التهجينات الرجعية (أ × ب) × أ ، (أ × ب) × ب

وفي نهاية أجيال الانتخاب الثلاثة يمكن الحصول علي السلالة (أ) مضافا إليها الصفات الممتازة في السلالة (ب) وأيضا السلالة (ب) مضافا إليها الصفات الممتازة في السلالة (أ) .

٣ـ عمل التلقيح الذاتي والانتخاب للحصول علي السلالة أ' ، ب' .

يلي ذلك تكوين الهجين الفردي مرة أخري وبعد التحسين لهذه السلالات .

Sprague & Richey عام ١٩٥٧ أوضحا أن متوسط محصول السلالات بعد استخدام هذه الطريقة قد زاد بمقدار ١٣ – ١٥% ولكن بعد تكوين الهجين الفردي لم تكن هناك زيادة محصولية ملموسة .

Sprague et al عام ١٩٥٨ درسوا أكثر من دوره واحدة بالنسبة للسلالاتين B2 , K4 وكانت النتائج كما عرضت في الجدول التالي جدول (٤-٦) .

جدول ٤-٦ محصول السلالتين K4 , B2 قبل وبعد التحسين ومحصول الهجين الفردي الناتج منهما قبل وبعد التحسين (بوشل / ايكر)

Cycles	K4	B4	Single cross K4 × B4
Before improvement (Co)	36.5	28.6	94.4
C1	38.8	35.0	91.6
C2	27.2	31.1	64.6
C3	39.7	32.3	81.9
C4	43.5	33.4	85.4

وكما هو واضح كان هناك تحسنا ملموسا لتحسين السلالات ولكن لم يكن هناك تحسنا في محصول الهجن الفردية بعد إعادة تكوينها.

Lonnquist عام ١٩٦٠ أوضح أنه يمكن تطبيق طريقة التحسين التجميعي علي محصول الهجن الزوجية أي يمكن تحسين محصول الهجن الفردية وذلك بعد تحسين سلالاتها هي أيضا . ويوضح الجدول التالي (جدول ٤-٧) نتائج هذه التجربة . وتوضح النتائج أن الطريقة كانت فعالة لحد ما في زيادة القدرة المحصولية للسلالات ولكن لم تكن هناك زيادة ملموسة عند إعادة تكوين الهجن الفردي الجديد.

جدول ٤-٧ محصول السلالات قبل وبعد التحسين ومحصول الهجن الفردية الناتجة منها

Lines & single crosses	Yield
W Fg before improvement,	96.0
WF g after improvement.	101.8
38-11 before improvement.	101.5
38- 11R after improvement.	112.3
Single cross	
W Fg x 38-11 before improvement.	91.6
W F g x 38 – 11R after improvement.	92.0

أما بالنسبة للهجن الزوجية فقد كانت النتائج كالأتي (جدول ٤ - ٨).

جدول (٤ - ٨) محصول الهجن الزوجية قبل وبعد التحسين (بوشلي / ريكر)

Crosses	Before improvement.	After improvement.
Double cross (1)	107.4	110.2
Double cross (2)	112.2	112.2
" (3)	113.5	113.5
" (4)	107.5	107.5
" (5)	101.2	115.8
overall mean	102.7	111.5

ومن ذلك يتضح أن هناك زيادة محصولية واضحة قبل وبعد التحسين وقد علل زيادة المحصول هنا إلي حالة over dominance .

٣ - طريقة الانتخاب الجاميطي : Gamet Selection

أول من اقترح هذه الطريقة Stadler عام ١٩٤٣ ويمكن اعتبار هذه الطريقة من طرق عزل وتحسين السلالات. والغرض من هذه الطريقة هو رفع القدرة الخاصة علي الائتلاف للسلالات . والأساس المبني عليه هذه الطريقة هو أن احتمال الحصول علي جاميطة مرغوبة وذات صفات ممتازة أعلا من احتمال الحصول علي زيجوت وذلك في أي عشيرة تحت الاختبار ويمكن تلخيص الفكرة التي بنيت عليها هذه الطريقة كالآتي :-

إذا فرض وكان لدينا الهجين (أ × ب) × (جـ × ء) وأن السلالة (أ) هي السلالة المنخفضة في قدرتها الائتلافية فأنه يمكن تهجين هذه السلالة (أ) مع الصنف المفتوح [أي قاعدة وراثية واسعة التركيب الوراثي] ، الهجين الناتج من الجيل الأول من هذه الخطوة تهجن مع الكشاف (جـ × ء)

وفي نفس الوقت تهجن السلالة (أ) مع الكشاف نفسه (جـ × ء) وفي العام التالي تقيم التراكيب الوراثية التالية :

١- الهجين ما بين الجيل الأول × اكتشاف (جـ × ء) ، الصنف المفتوح × السلالة (أ)

٢- الهجين ما بين السلالة (أ) × الكشاف .وبناءا علي ما سبق فالاختلافات ما بين هذين الهجين وحينما يتفوق الهجين الأول أنما يكون هذا راجعا إلي جاميطة مرغوبة احتواها هذا الصنف المفتوح التلقيح وعليه فيجب حينئذ الرجوع إليه [سبق أن عمل فيه تلقيح ذاتي لنباتاته]

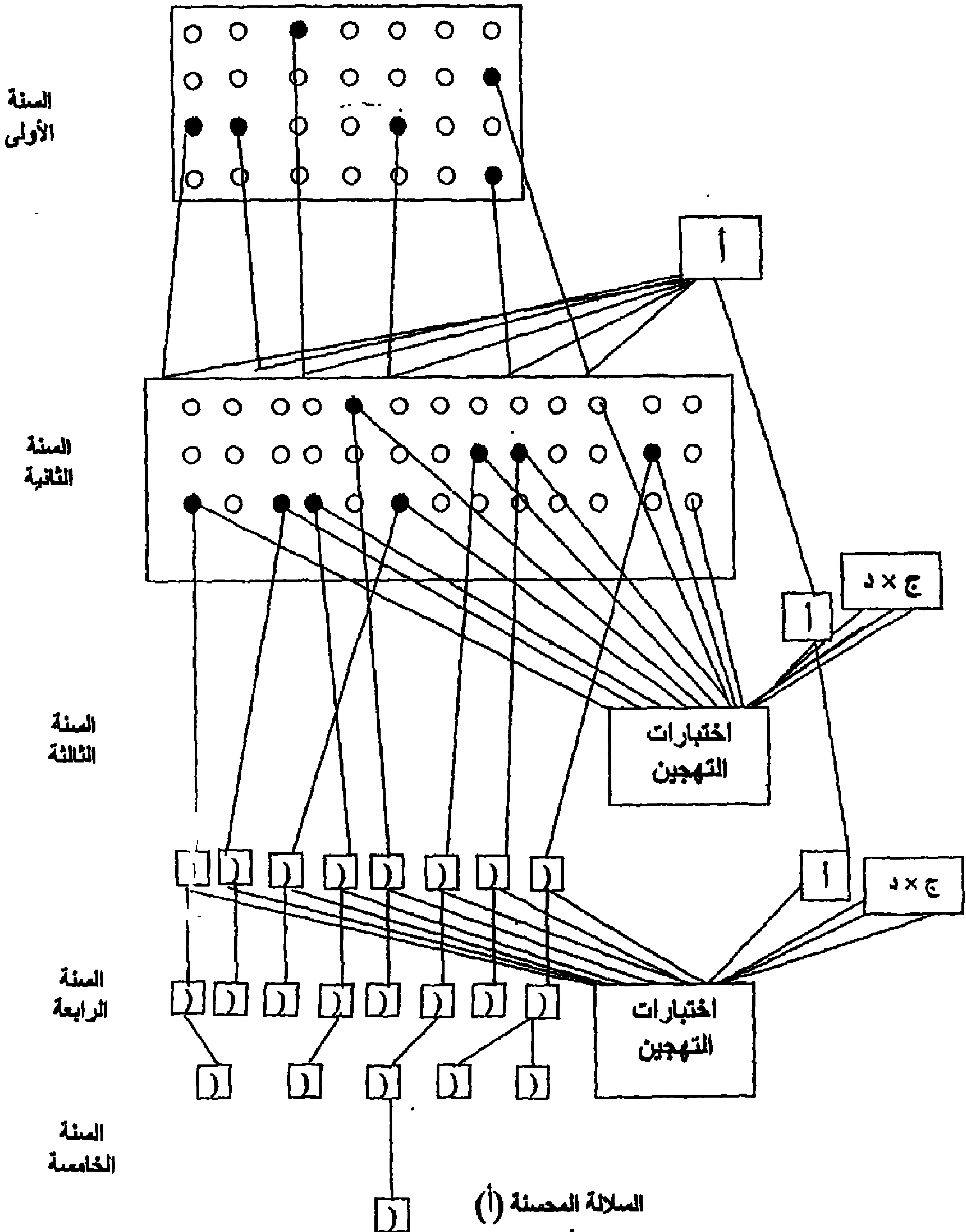
٣- وذلك لاختيار هذه النباتات المرغوبة ويمكن توضيح البرنامج الخاص بهذه الطريقة بهذه الصورة : (شكل ٤ – ٦) .

السنة الأولي : يلقح المصدر المطلوب عزل السلالات منة × السلالة النقية لإنتاج F_1 .

السنة الثانية : يلقح كل نباتات F_1 إلي كشاف ،وكذلك يلقح تلقيحا ذاتيا وفي نفس الوقت تلقح السلالة النقية إلي نفس الكشاف .

السنة الثالثة : تختبر الكشاف × السلالة ، F_1 × الكشاف في تجارب مقارنة ومن خلال ذلك يحدد أحسن النباتات في (F_1 × الكشاف) والتي تزيد في محصولها عن محصول الكشاف × السلالة. وبعد الاختبار ومن التلقيحات الذاتية السابق إجرائها يتم عزل هذه السلالة الجديدة مع الاستمرار بعد ذلك في إجراء التلقيح الذاتي المستمر لها للحصول علي سلالة نقية متماثلة

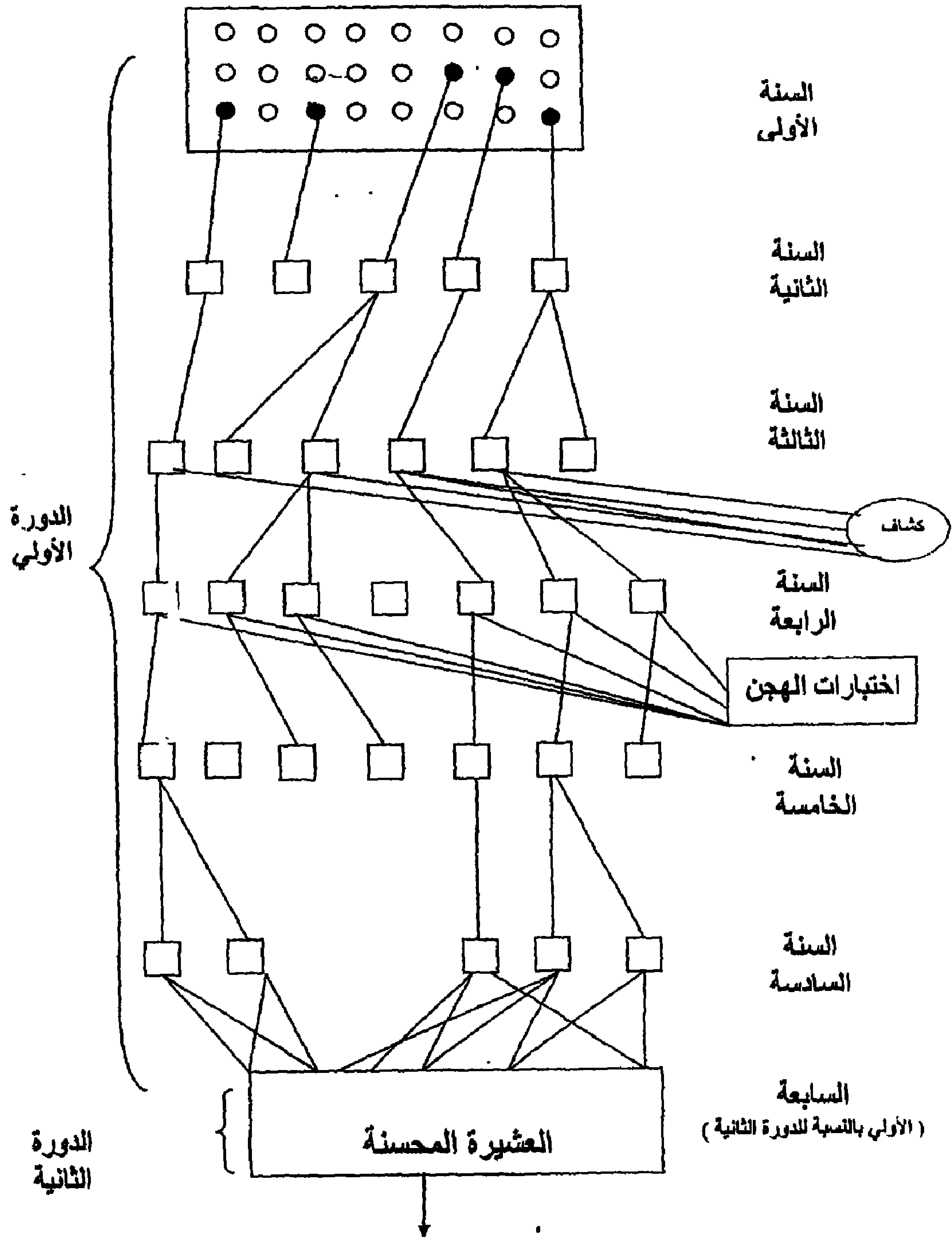
Lonnqiust عام ١٩٥٤ وجد أن ٤٨% من السلالات المعزولة بهذه الطريقة كانت متفوقة في المحصول عن السلالات الأصلية ويمكن اعتبارها مصدر لإحلال سلالة محل أخري في أي هجين من الهجن ويمكن أيضا استعمال هذه السلالات المعزولة أيضا في أي مجال من مجالات الاستخدام الأخرى مثل بناء الأصناف التركيبية ذات القدرة المحصولية العالية ويوضح الشكل التالي (شكل ٤- ٦) طريقة تنفيذ هذه الطريقة عمليا.



شكل ٤ ـ ٦ طريقة تنفيذ طريقة الانتخاب الجاميطى لتحسين السلالة والداخلة فى تكوين الهجين الزوجى (ا ب) (ج د)

طريقة الانتخاب التجميعي : Cumulative selection

وتعتمد هذه الطريقة علي الانتخاب من العشيرة المراد عزل السلالات منها لإعادة تكوينها مرة أخري من جديد ، يبدأ الانتخاب في العشيرة الأصلية علي أساس المواصفات القياسية لكل الصفات. ويستمر الانتخاب في العام الأول والثاني والثالث من خلال المنتخبات الممتازة . وفي العام الرابع يجري تلقيح قمي لكل المنتخبات بواسطة كشاف . وفي العام الخامس يتم إجراء اختبار للهجن القمية في تجارب مقارنة وعلي ضوئها يتم انتخاب المواد الوراثية المتفوقة الصفات . وفي العام السادس يعمل كل التهجينات الممكنة فيما بين هذه المنتخبات المرغوبة الصفات ببعضها البعض . وفي العام السابع يزرع بذور العشيرة الجديدة المحسنة وبنهاية السنة نكون قد تمكنا من أنجاز دوره أولي من العمل ويمكن تكرار نفس الخطوات في العشيرة المحسنة ابتداء من العام السابع والتي انتهت عنده تكوين هذه العشيرة المحسنة ويوضح الشكل التالي (شكل ٤ـ ٧) كيفية تنفيذ هذه الطريقة.



شكل ٤ ــ ٧ ـ طريقة تنفيذ طريقة الانتخاب التجميعي

الفصل الخامس
طريقة الهجن التبادلية في تربية النبات
Diallel crosses analysis in plant breeding

٥ ـ ١ ـ مقدمة

مما لاشك فيه بان طريقة الهجن التبادلية واستخداماتها على النطاق التجريبي على المواد الوراثية المختلفة في السنوات الأخيرة قد استرعى انتباه كل العاملين في مجال تربية النباتات وأيضا في مجال الوراثة. فالغرض من استخدام أو تطبيق هذه الطريقة بصفة عامة هو تقدير القدرة على التالف للأباء (سواء كانت سلالات أو أصناف ...... الخ) وتقدير درجة التوريث للصفات المختلفة تحت الدراسة وأيضا الحصول على معلومات كافية عن المكونات الوراثية وعلى وجه الخصوص العوامل الوراثية ذات التأثير الإضافي ودرجات واتجاه الجينات السيادية المتحكمة في وراثة الصفات المختلفة كذلك إيجاد النسبة ما بين الجينات ذات التأثير السيادي والجينات ذات التأثير المتنحى في المواقع الوراثية. كذلك تفيد هذه الطريقة في تقدير عدد العوامل الوراثية المتحكمة في الصفة تحت الدراسة.

وقد ساهمت هذه الطريقة إلى حد كبير في فهم ومعرفة طبيعة ظاهرة قوة الهجين وفي الوقت الحاضر ورغم آن هناك نظريات كثيرة لشرح أسباب ظاهرة قوة الهجين إلا أن الأمر بالنسبة لمربي النباتات ليست فقط البحث في هذه الأسباب ولكن أمامه أيضا مهمة حسن اختيار وتربية الآباء ذات الصفات المناسبة لكل غرض وذلك لإدخالها في البرامج المناسبة والمختلفة وهذا أحد أغراض استخدام هذه الطريقة والتي نحن بصددها الآن حيث تهدف الطريقة إلى تصنيف الآباء على حسب مكوناتها الوراثية بالنسبة للصفات المختلفة تمهيدا لاستغلالها في اتجاهات معينة ومرغوبة.

والطريقة التي نحن بصددها الآن تقدر قدرة الائتلاف والتالف وهي قدرة كل من الأبويين لاعطاء تأثيرات محددة عند التهجين فيما بينهما لانتاج الجيل الأول وهذا بالضبط هو الجانب العملي والتطبيقي لظاهرة قوة الهجين بمعنى أننا في هذا الجيل نبغي الحصول على نتيجة قدرة التالف العالية في صورة نسل اكثر إنتاجية عن كلا الأبويين الداخليين في عملية التهجين.

وسوف نعرض في الصفحات القادمة شرح مبسط لبعض الطرق المختلفة لتقدير قدرة التالف العامة والخاصة للسلالات بعدة طرق مختلفة منها طريقة Girham عام ١٩٦٥ وكذلك طريقة Gardner علم ١٩٦٢، Hayman عام ١٩٥٤ وكذلك الطرق الأخرى المعدلة لهذه الطرق وغيرها.

وسوف نوضح ايضا تقديرات مقدار تفاعل مكونات التباين الوراثي مع البيئة وكذلك كيفية تقدير درجة التوارث من خلال هذه الطرق.

٥-٢ المكونات الوراثية للقدرة على التالف: The genetic components of combining ability

كما أوضحنا انه يمكن تقسيم القدرة على التالف إلى القدرة العامة combining ability generalوالى القدرة الخاصة specific combining ability وكلاهما تختلف عن الأخر من ناحية المدلول الوراثي له.

Wright عام ١٩٢٢ قسم التباين الوراثي الى تباين راجع للعوامل الوراثية الإضافية (المضيفة) additive والى العوامل السيادية dominance (المنحرفة عن الحالة الإضافية).

Sprague & Tatum عام ١٩٤٢ أوضحوا ان القدرة العامة على التالف هي تعبير عن العوامل الإضافية وان القدرة الخاصة على التالف يقصد بها العوامل غير المضيفة non - additive.

Hayman عام ١٩٥٧ أوضح انه في حالة غياب التفوق فان القدرة العامة على التالف تعبر عن جزء من العوامل الإضافية ولجزء من متوسط العوامل الراجعة الى السيادة وفي نفس الوقت فان القدرة الخاصة على التآلف تعبر عن العوامل السيادية، وعندما يكون للتفوق قدر ما من الاهمية فمن المتوقع أن يكون لكل من القدرة العامة والخاصة على التالف قدر منه ، ففي القدرة العامة على التآلف سوف يدخل هنا متوسط التاثير التفوقي وفي القدرة الخاصة سيكون تأثير التفوق مرتبطا مع حالة التركيبات التهجينية.

Matzinger& kempthorne عام ١٩٥٦ أوجدا العلاقة ما بين القدرة العامة والخاصة على التآلف والتأثيرات الإضافية والسيادية والتفوقية واوضحوا انه في حالة السلالات النقية والمستخدمة في التهجين والتي لها فرصة الاختيار ما يلى :

١- ان لكل سلالة معامل تربية داخلية يرمز له (F)

٢- تباين القدرة العامة على التالف يرمز له (S^2g) وتباين القدرة الخاصة على التالف ويرمز له (S^2s) وهذا مرتبط مع تباين تأثير العوامل الإضافية والسيادية والتفوقية ويمكن التعبير عن ذلك على النحو التالي:

$$S^2g = 1/4\ (1+F)\ S^2A\ +1/16\ (1+F)\ S^2AA + \ldots\ldots\ldots\ldots$$

$$= \sum_{i} 1/4\,(1+F)_i\, S^2A_i$$

$$S^2S = 1/4\,(1+F)\,S^2D + 1/8\,(1+F)^2 S^2AA + 1/8\,(1+F)^3\, S^2AD + 1/16\,(1+F)^4 S^2DD + \ldots\ldots\ldots\ldots$$

$$= \sum_{i=2} (1+F)_i \frac{2^{i-1}-1}{2^{2i-1}} S2A_i + \sum_{i=o} \sum_{j=1} (1+F)^{i+2j} \times S^2A^i\ \ D^i/2^i+2j$$

حيث ان S^2A هي التباين الراجع للعوامل الإضافية الوراثية، S^2D هي تباين العوامل السيادية الوراثية، S^2AA هي التباين التفوقي من الطراز الإضافي (إضافي × إضافي)، S^2DA هي تباين تفوقي من الطراز (الإضافي × السيادي)، S^2DD هي التباين التفوقي أيضا من الطراز (السيادي × السيادي).

٥-٣ طريقة Griffing لتقدير القدرة على التآلف:

أول من اقترح طريقة الهجن التبادلية Sprague & Tatum عام ١٩٤٢ حينما قارنا بين القدرة العامة والخاصة على التآلف وايضاً كل من Rojas , Sprague عام ١٩٥٢ ثم Kempthorn عام ١٩٦٢، Cockerham ، Sprague عام ١٩٦٢ و آخرين . وقد ساهم كل هؤلاء في تطور نظرية الهجن التبادلية ولكن Griffing عام ١٩٥٦ كان أول من جمع كل هذه النظريات وأصبحت اكثر انتشارا ومنسوبة له.

والان دعنا نفترض أن عدد الأباء المشتركة في تكوين الهجن التبادلية هي (P) فان عدد الهجن الممكن تكوينها بكل الطرق المختلفة والممكنة هو (P^2) حسب الجدول التالي (جدول ٥-١).

جدول ٥-١ الهجن المتحصل عليها من تهجين (P) من الآباء (السلالات) في حالة النظام المتكامل في طريقة التلقيح او الهجن التبادلي.

Parents						
	1	2	3	I	p	Xi.
1	X 11	X12	...	Xij	X1p	Xi.
2	X 21	X22	...	X2j	X2p	X2.
3	...	...	...	X3j	X3p	
i	Xi 1	Xi2	...	Xij	Xip	Xi.
p	XP1	XP2	...	Xpj	Xpp	Xp.
X.i	X.i	X.2	...	X.j	X.p	X..

ملاحظة: الغرض من عمل هذا الجدول هو تتبع المعادلات الخاصة بالطرق الأربعة والموديلات المحدثة والتي اقترحها Griffing وذلك عند حساب القدرة العامة والخاصة على التالف وكل من ثوابت القدرة العامة والخاصة على التالف.

يتضح من هذا الجدول ان:

١- متوسط الأب (i) $Xii = p\times p$

٢- متوسط قيمة الهجين (ij) Xij

٣- متوسط قيمة الهجين العكسى (ji) Xji

٤- مجموع الهجن المشتركة في الاب (i) $Xi. = Xi1 + Xi2 + ...Xij + ... Xip$

٥- مجموع الهجن المشتركة في الأب الآخر (j) $Xi = X1j + X2j + ...Xji + ...Xpi$

٦- مجموع كل الهجن في Diagonal $X.. = X11 + X12 + ... Xpp$

ويمكن تقسيم (P^2) الى المجموعات التالية وهي:

١- السلالات الأبوية (P)

٢- $p(p-1) /2$ وهي عدد الهجن الناتجة من التهجين في اتجاه واحد.

٣- p(p-1) /2 وهي عدد الهجن الناتجة من التهجين في اتجاه واحد ولكن في عكس الاتجاه السابق (الهجن العكسية).

وبصفة عامة هناك أربعة طرق اقترحها Griffing وهي كالاتي:

١- الطريقة الأولى: Method I:

وتشتمل على كل الأباء والهجن الناتجة في اتجاه واحد والهجن الناتجة في الاتجاه المعــــــــاكس (الهجن العكسية) ومجموعها جميعا هو (p^2) وعلى افتراض أن عدد الأباء خمسة فيكون كل الهجن الناتجة من جراء تطبيق هذه الطريقة هو ٢٥ هجين مع آبائهم.

٢- الطريقة الثانية: Method II:

وتشتمل على الأباء والهجن الناتجة من اتجاه واحد فقط ، ومجموع الهجن الناتجة بهذه الطـريقة هو [p(p + 1) /2] وعلى افتراض خمسة أباء مشتركة في تكوين الـ Diallel فيكون مجموع الهجن الناتجة بهذه الطريقة هو ١٥ هجين.

٣- الطريقة الثالثة: Method III:

وتشتمل على الهجن في اتجاه واحد والهجن العكسية دون اشتراك الأباء ، ومجموع الهجن الناتجة هي [(p(n-1] و في حالة اشتراك خمسة أباء فيكون عدد الهجن الناتجة ٢٠ هجين.

٤- الطريقة الرابعة: Method IV :

وتشتمل على الهجن في اتجاه واحد فقط لا غير، ومجموع الهجن في هذه الحالة [p(p + 1) /2] . وعلى أية حال، فكل طريقة من الطرق السابقة له طريقة تحليل خاصة (وهذا ما سوف نوضحه فيما بعد بالتفصيل) ولكن يجب أن نشير إلى أن التحليل يشتمل على موديلين او نظامين two models ، الأول ويطلق عليه Model أي النظام الثابت Fixed model ويعني ذلك أن اختيار الأباء يتم بطريقة ثابتة ويمكن تكرار ذلك في عديد من المرات بما يتطلب حال إجراء الاختبار نفسه وبعبارة أخرى نقول انه يهمنا هنا هو ترتيب السلالات والأباء لمعرفة أحسنها ، اما النظام الثاني ويطلق عليه Model II أي الموديل العشوائي Random model حيث يتم اختيار مجموعة من الأباء من عشيرة

معينة عشوائيا لتقدير التباين الوراثي في داخل هذه العشيرة وعند تكرار الاختيار لا يستلزم الأمر اخذ نفس السلالات الأبوية لان الاختيار سيكون عشوائي من خلال افراد هذه العشيرة وهذا ما أوضحه كل من : Gilbert 1958, Sendecor 1961, Hayman 1960, Wearden 1964 وكل التحليلات الإحصائية للطرق الأربعة السابقة تبدأ وكما هو معلوم بتحليل التجارب في صورة قطاعات كاملة عشوائية او غيرها للمواد او التراكيب الوراثية تحت الدراسة ، وعليه فيصبح قيمة أي فرد هي:

$$Xijk = m + vij + bk + eijk \text{ ....(1)}$$

حيث أن :

M هي متوسط تأثير العشيرة (المتوسط العام)

Vij هي التأثير الراجع إلي التركيب الوراثي genotype (ij)

Bk هي التأثير الراجع إلى المكررات (k)

eijk هي التأثير الراجع الى الخطا العشوائي منسوبا الى (ijk) لهذا التركيب الوراثي.

Sprague & Tatum عام ١٩٤٢ تقسما قيمة التركيب الوراثي إلى :

$$Vji = gi + gi + sij + rij \text{ .... (2)}$$

حيث ان gi ، gi هي القدرة العامة للأب (i) والاب (j) على التوالي

Sij هي القدرة الخاصة على الائتلاف عند تهجين الاب (i) والاب (j)

Sij هي التأثير العكسي عند تهجين نفس الاباء.

وعند غياب التأثير العكسي فان المعادلة السابقة لا تشتمل عليه.

وفي حالة Fxed model or Model I اى الموديل الاول او الثابت تحسب كل التـــــأثيرات (ما عدا التأثيرات الراجعة للخطأ العشوائي) باستمرار كمقادير ثابتة ولكن في حالة Model II اى الموديل العشوائى فكل التأثيرات ما عدا (M) تحسب كمتغيرات عشوائية وهذا ما أوضحه Eberhart واخرين عام ١٩٤٧ . أيضا في حالة الموديل الأول الغرض منه مقارنة قدرة ائتلاف الآباء عندما تستخدم هي نفسها ككشافات لبعضها البعض لتقدير القدرة المحصولية العالية للتركيبات الوراثية الناتجة من التهجين، بمعنى ان ا المهم هنا هو تقدير تأثيرات القدرة على الائتلاف وتقدير الخطأ القياسي، ولذلك فنحن نفترض أن eijk تتوزع بمتوسط مقداره صفر وتباين $(S^2 e)$ ولكن

في حالة Random model or model II فلابد من عمل ملخص ليس عن كل سلالة علىحده ولكن عند كل تهجينه داخله في تكوينها كل سلالة ،ولذا وجب حساب مكونات التباين الوراثي وأيضا حساب متوسط التباين للتركيبات الوراثية تحت الدراسة، كذلك يمكن دراسة إمكانية توارث الصفات لكل أب على حده وهذا ما يقصد به درجة التوريث أو المكافئ الوراثي heritability وفي هذه الحالة يفترض بان عناصر أو مكونات هذا الموديل (ما عدا M) تتوزع طبيعيا بمتوسط يختلف عن الصفر وتباين مقداره $S^2\Theta$ حيث أن r، s، g ، b، = Θ

وكما أوضحنا سالفا، انه لبداية التحليل، لابد من معرفة هل هناك اختلافات ما بين التراكيب الوراثية تحت الدراسة ام لا. ولذا يجب تحليل التجارب أولا كخطوة مبدئية في صورة قطاعات كاملة العشوائية او غيرها كما هو موضح في جدول (٥- ٢) التالي.

جدول ٥-٢ تحليل التباين عند تحليل التجربة مبدئيا على هيئة قطاعات كاملة العشوائية مع بيان موديل التحليل المستخدم .

S.O.V	D.F	M.S	E.M.S	
			Model I (fixed)	Model II (random)
Hybrids	a-1	Mv	$S^2e + bK^2 v$	$S^2e + bS^2 v$
Replication	b-1	Mb	$S^2e + a K^2b$	$S^2e + a S^2b$
Error	(a-1)(b-1)	Me	S^2e	S^2e

حيث أن :-

$$K^2 v = \frac{1}{a-1} \Sigma \, v^2 i$$

$$K^2 b = \frac{1}{b-1} \Sigma \, b^2_k$$

وعندما تكون قيمة (F) المحسوبة Mv/Me أكبر من القيمة الجدولية عند الاحتمال المعين فمعني ذلك أن هناك اختلافات ما بين التركيبات الوراثية تحت الاختبار وعليه فلابد من عمل اختبارات للقدرة علي الائتلاف ، بمعني أنه يمكن تكملة التحليل بعد ذلك .

والموديل الإحصائي للموديل الأول Model I لتحليل القدرة علي التآلف هو

$$\chi ij = M + gi + gi + sij + rij + \frac{1}{b} \Sigma^{b}_{k=1}\ eij \ ....(3)$$

أما بالنسبة للموديل الإحصائي الثاني Model II يكون علي هذه الصورة

$$\chi ij = M + gi + gi + sij + rij + \frac{1}{b} \Sigma^{b}_{k=1}\ bk + \frac{1}{b} \Sigma^{b}_{k=1}\ eijk - (4)$$

حيث ان

$i,j = 1,2 \ .... ,P$

$k = 1,2 \ .... ,b$

وطالما لم تشتمل الطريقة على الهجن العكسية فلا تشتمل المعادلة أيضا على هذا التأثير ويجب ان نراعى ان:

$Sij = sij,\ rij = -\ rij$

$\Sigma gi = o\ \sum_{i} sij = 0$

و هذا ليس دائما بل تختلف هذه الحالات على حسب كل طريقة فمثلا الطريقة الثانية تكون

$\Sigma Sij + sij \quad 0$

كذلك تختلف قيمة ..X على حسب كل طريقة وهذا ما سوف نوضحه في الصفحات التالية.

وعلى افتراض بان هناك ثلاثة اباء مشتركة في عمل طريقة الهجن التبادلية هذه، فيمكن ان تكون الهجن المتحصل عليها بهذه الصورة التالية

	X1	X2	X3
X1	X11	X21	X31
X2	X12	X22	X32
X3	X13	X23	X33

i × ، j × ، .. × ستكون مختلفة على حسب كل طريقة كما يلي:

بالنسبة للطريقة الأولى نجد أن:

$xi. = \sum_{i} xij = xi1 + xi2 + xi3$

$x.j = \sum_i xij = x1j + x2j + x3j$

$x.. = \sum_i \sum_i xij = x11 + x12 + \ldots\ldots + x33$ (لكل القراءات التسعة)

٢ـ بالنسبة للطريقة الثانية نجد ان:

$\chi i. = \sum_i \chi ij = xi1 + xi2 + xi3$

$\chi ij = \chi ij$

ولا تؤخذ في الاعتبار $x.j$

كذلك $x.. = \sum_{i \le j} \sum \chi ij = \chi 11 + \chi 12 + \chi 13 + \chi 22 + \chi 23 + \chi 33$

٣ـ بالنسبة للطريقة الثالثة نجد ان:

$xi. = \sum_{j \ne i} \chi ij, \quad e.g \quad x2. = \chi 21 + \chi 23$

$\chi .j = \sum_{j \ne i} \chi ij, \quad e.g \quad x2. = \chi 12 + \chi 32$

$x.. = \sum_{j \ne i} \chi ij, = \chi 12 + \chi 13 + \chi 21 + \chi 23 + \chi 31 + \chi 32$

٤ـ بالنسبة للطريقة الرابعة نجد ان:

$Xi. = \sum_{j \ne i} \chi ij$

$\chi ij = \chi ij, \ e.g. \quad x2. = \chi 12 + \chi 23$

وان $x.j$ لا تؤخذ في الاعتبار

$X.. = \sum_{i \angle j} \sum \chi ij = \chi 12 + \chi 13 + \chi 23$

ونود ان نشير الى a هي الأصناف (التراكيب الوراثية)، b هي القطاعات، (C) هي القراءات او الملاحظات او البيانات المأخوذة لكل قطعة تجريبية (ab) كما ورد ذلك في الجدول السابق.

ولاختبار المعنوية على أساس الموديل الأول Model I فان:

$F[(a-1), m\,p] = Mv / Me$

اما بالنسبة للموديل الثاني Model II

$F[(a-1), (a-1)(b-1)] = Mv / Mbv$

وفيما يلي شرح تفصيلي لكل طريقة مع جدول تحليل التباين الخاص بها

١ - الطريقة الاولى: **Method - 1**

وهي كما اسلفنا سابقا تشتمل على كل هجن الجيل الأول والهجن العكسية والاباء. وفي هذه الطريقة تكون التراكيب الوراثية بقيمة $a = P^2$ و في حالة اختبارها على هيئة قطاعات كاملة العشوائية فسوف يكون تحليل التباين للقدرة على التالف للمودلين كما يلي:

أ- فى حالة (**Model -1**) **(Fixed model)**

وتكون المعادلة الإحصائية

$\chi ij = m + gi + gi + sij + rij \quad \frac{b}{bc} - \quad \sum_{k}\sum_{L} eijk \qquad i,j = 1, \ldots\ldots\ldots, p,$ حيث ان

$k = 1, \ldots\ldots\ldots, b,$

$L = 1, \ldots\ldots\ldots, C.$

وفي هذه الحالة فلابد وان تكون الكميات التالية مساوية للصفر

$\sum gi = 0$

$\sum_{i} sij = 0$

(لكل حالة من حالات j)

ويوضح جدول (٥ – ٣) تحليل تباين هذه الطريقة حيث يتضح منه ان: $M\acute{e} = me / bc$

حيث ان : Me هي متوسط مجموع مربعات الخطأ التجريبي الناتج من تحليل التجربة على هيئة قطاعات كاملة العشوائية.

جدول ٥-٣ جدول تحليل التباين لتقدير القدرة على التالف بالطريقة الاولى Method I (P^2)

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F values		E.M.S	
				Model I	Model II	Model I	Model II
g.c.a	(P-1)	Sg	Mg	Mg /mé	Mg / M*	$S^2 + \frac{2P}{P-1} \sum_i g^2 i$	$S^2 + 2(p-1)/p\, S^2_s + 2PS^2 g$
s.c.a	P (P - 1)/2	Ss	Ms	Ms /mé	Ms /mé	$S^2 + \frac{2}{p(p-1)} \sum_i \sum_j s^2 ij$	$S^2 + \frac{2(p2-p+1)}{p2} S^2 s$
Reciprocal effects	P (P - 1)/2	Sr	Mr	Mr /mé	Mr /mé	$S^2 + 2\frac{2}{p(p-1)} \sum_i \sum_j r^2 ij$	$S^2 + 2S^2 r$
Error	m	Se	Mé				

$$Mé = Me/bc \ , \ sg = \frac{1}{2b} \sum_i (\chi i. + \chi .i)^2 - \frac{2}{p^2} \chi ..^2$$

$$Ss = 1/2 \sum_i \sum_j \chi ij (\chi ij - \chi ij) - \frac{1}{2p} \sum (\chi .i + \chi i.)^2 + \frac{1}{p^2} \chi^2 ..$$

$$Sr = 1/2 \sum_{i<j} \sum (\chi ij - \chi ji)^2$$

$$* M = (1 - A)(Mé + AMS)$$

$$A = \frac{p(p-1)}{p2 - p + 1}$$

وان :

$$E(Mé) = S^2 e / bc = s^2$$

ولاختبار معنوية كل من القيم التالية يمكن استخدام المعادلات التالية

١ـ اختبار معنوية تاثيرات القدرة العامة (g.c.a)

$$F[(p-1), m] = Mg / Mé$$

٢ـ اختبار معنوية تأثيرات القدرة الخاصة (s.c.a)

$$F[p(p-1)/2, m] = Ms / Mé$$

٣- اختبار معنوية التأثيرات العكسية

$$F [p(p-1)/2, m] = Mr / Mé$$

والتأثيرات المختلفة الأخرى يمكن تقديرها بهذه الصورة

١- متوسط العشيرة (المتوسط العام)

$$\hat{U} = \frac{1}{p2} x..$$

٢- القدرة العامة على التآلف

$$\hat{g}i = \frac{1}{2b}(xi. + x.i) - \frac{1}{p2} x..$$

٣- القدرة الخاصة على التآلف

$$\hat{S}ij = 1/2 (\chi ij + \chi ji) - 1/2 p (xi. + x.i + xj. + x.j) + \frac{1}{p2} x..$$

وحساب التباين يكون بالصورة التالية:

١- تباين متوسط الجيل الأول

$$Var (Xij) = \hat{S}^2 = Mé$$

٢- تباين الفرق ما بين متوسطين

$$Var (Xij - (\chi kl) = 2 \hat{S}^2$$

٣- تباين العشيرة

$$Var (\hat{U}) = 1/p 2 \hat{S}^2$$

٤- تباين تأثير القدرة العامة على التآلف

$$Var (\hat{g}i) (p-1) / 2p ^2\hat{S}^2$$

٥- تباين تأثير القدرة الخاصة على التآلف

$$Var (\hat{S}ij) = 1/2 p2 (p2 - 2p + 2) \hat{S}^2 \quad (i \neq j)$$

٦- تباين التأثير العكسي

$$Var (rij) = 1/2 \hat{S}^2 (i \neq j)$$

٧- تباين الفرق بين قدرتين عامتين للأبوين i ، j

$Var(\hat{g}i - \hat{g}i) = 1/p\, \hat{S}^2 \ (i \neq j)$

٨- تباين الفرق ما بين قدرتين خاصيتين الأبويين

$Var(\hat{S}ij - \hat{S}ij) = 2(p-2)/p\, \hat{S}^2 \ (i \neq j)$

٩- تباين الفرق ما بين القدرة الخاصة للاب (i) واحد الهجن (j)

$Var(\hat{S}ij - \hat{S}ij) = 1/2\, p(3p-2)\, \hat{S}^2 \ (i \neq j)$

١٠- تباين الفرق ما بين jk والاب (i)

$Var(\hat{S}ij - \hat{S}ik) = 3/2\, p(p-2)\, \hat{S} \ (i \neq j), k, (j \neq k)$

١١- تباين الفرق ما هجين jk والاب j

$Var(\hat{S}ij - \hat{S}ik) = p-1/p\, \hat{S}^2 (\hat{S}^2), k, (j \neq k)$

١٢- تباين الفرق ما بين هجينين

$Var(\hat{S}ij - \hat{S}kl = p-1/ps^2 \ (i \neq j, k, L, j = k, L, k = L)$

١٣- تباين الفرق ما بين الهجن العكسية

$Var(rij - rkl) = \hat{S}^2 (i \neq j, k \neq L)$

ب - فى حالة Model II or (Random model) تكون المعادلة الاحصائية كما يلى:

$$\chi ij = m + gi + gi + sij + rij + \frac{1}{b}\sum_{k} bk + \sum_{k}(bv)\, ijk + \frac{1}{bc}\sum_{k}\sum_{L} eijk$$

حيث ان لكل التأثيرات ما عدا (m) ستكون متغيرات عشوائية. ويوضح جدول ٥-٣ السابق متوسط مجموع مربعات الانحراف E.M.S حيث يتضح ان Mé تساوي

$$E(M\acute{e}) = \frac{1}{bc}(S^2e + csbv^2) = S^2$$

$$S^2 = Mbv / bc$$

حيث ان Mbv هي متوسط مجموع مربعات انحرافات تداخل القطاع (المكررة) × الصنف او التركيب الوراثى في تحليل تجربة على هيئة قطاعات كاملة العشوائية.

اختبارات المعنوية:

١ ـ لاختبار S^2g = صفر فلابد من تقدير متوسط مجموع مربعات جديد يطلق عليه *M وهذا يمكن تقديره من المعادلة التالية:

$$M^* = (1 - A)\, Mé + AM,$$

$$A = p(p-1) / p^2 - p+1$$

وعليه فان قيمة F التقريبية ستصبح

$$F[(p-1), F] = Mg / M^*$$

يث أن F هي درجات الحرية الخاصة بالتباين الجديد (*M) والتي يمكن حسابها من المعادلة التالية:

$$F = \frac{mp^3 (p-1) [p + 2 (p-1) k]^2}{P^5 (p-1) (1-A)^2 + 2\, mA^2 [p^2 + 2ck]^2}$$

حيث ان:

$$K = P^2 / sc \left(\frac{Ms - Mé}{Mé} \right)$$

وكذلك فان:

$$C = p^2 - p + 1$$

لاختبار $S^2\ s$ = صفر، فان اختبارها سيكون بهذه الصورة:

$$F = [P(p-1) / 2, M] = Mr / Mé$$

حساب مكونات التباين: (يستعان بجدول ٥ـ ٣).

١- تباين القدرة العامة (s^2g)

$$S^2g = 1/2\, p \left[Mg - \frac{Mé + p(p-1) M5}{e} \right],$$

٢- تباين القدرة الخاصة (S^2s)

$$S^2s = p^2/2c\, [Ms - Mé],$$

٣- تباين التأثير العكسي ($\hat{S}^2r$)

$$\hat{S}^2r = 1/2\, [Mr - Mé]$$

حيث ان $C = p^2 - p + 1$

والتقديرات التقريبية لتباين مكونات التباين الوراثي يمكن الحصول عليها من خلال المعادلات التالية:

$$1\text{- var } \hat{S}^2 g = \frac{1}{2p^2(p-1)} Mg^2 + \frac{p-1}{pc^2} Ms^2 + \frac{1}{2p^2c^2m} (Mé)^2$$

$$2\text{- var } \hat{S}^2 s = \frac{p^3}{(p-1)C^2} Ms^2 + \frac{p^4}{sC^2m} (Mé)^2$$

$$3\text{- var } \hat{S}^2 r = \frac{1}{p(p-1)} Mr^2 + \frac{1}{2m} (Mé)^2$$

واخيرا

$$4\text{- var } \hat{S} = \frac{2}{m} (Mé)^2$$

٢- الطريقة الثانية Method -2

ويشترك فيها الاباء والهجن الناتجة في اتجاه واحد فقط دون اشتراك الهجن العكسية وعدد الهجن الناتجة بها يمكن الحصول عليها من المعادلة التالية:

$$P(p+1)/2$$

وعند تنفيذ التجربة على هيئة قطاعات متكاملة العشوائية فان

$$a = p(p+1)/2$$

ويوضح جدول ٥ ـ ٤ صورة تحليل التباين لهذه الطريقة بموديلها الأول والثاني.

أ- الموديل الاول: Model I

يمكن التعبير عن الموديل الإحصائي في هذه الحالة بالصورة التالية:

$$\chi ij = m + gi + gi + sij + \frac{1}{bc} \sum_{k} \sum_{L} eijk$$

حيث ان

$i,j = 1 \ldots\ldots\ldots\ldots, p$

k = 4 ……………….., b

L = 1 ……………….., C

حيث ان m هي متوسط العشيرة، gi (gi) هي تاثير القدرة الآئتلافية العامة، sij هي تاثير القدرة الائتلافية الخاصة حيث ان sij = sij وان eijkL هي تاثير الاخطاء الراجعة الى القراءة ijkl (قيمة الفرد). وفي هذا الموديل لابد وان:

$$\sum_{i} gi = 0$$

وكذلك $\sum_{j} sij + sij = 0$

وكما ذكرنا مسبقا في الطريقة الاولى فان $Mé = Me / bc$

ولاختبارات المعنوية للقدرة العامة والخاصة على التالف يمكن استخدام المعادلات التالية لكل منها على التوالي:

$F[(p-1), m)] = Mg / Mé$ للقدرة العامة

$F[(p-1)/2, m)] = Ms / Mé$ للقدرة الخاصة

ويمكن إيجاد التأثيرات الخاصة بكل مكون من المعادلات الآتية على حسب كل حالة كما يلي:

١ - تاثير المتوسط العام

$$M = \frac{1}{p(p-1)} \quad x..$$

٢- تاثير القدرة العامة

$$\hat{g}i = 1/p+2 \, [\, xi. + \chi ij + 2/p.\, x..\,]$$

٣- تاثير القدرة الخاصة

$$\hat{S}ij = \chi ij - \frac{1}{p+2} [\, xi. + \chi ii + xj. + \chi ii \,] + \frac{2}{(p+1)(p+2)}$$

تباين أب أو متوسط قيمة F_1 هي

$$Var(\chi ij) = \dot{S}^2 = Me$$

تأثيرات التباين والاختلاف ما بين التأثيرات، يمكن تقديرها على حسب كل حالة من المعادلات التالية:

١- تباين المتوسط

$$var(\acute{U}) = 2/p(p+1)\hat{S}^2$$

٢- تباين تأثير القدرة العامة

$$var(\hat{g}i) = (p-1)/p(p+2)\hat{S}^2$$

٣- تباين تأثير القدرة الخاصة للاب (i)

$$var(\hat{S}ij) = p(p-1)/(p+1)(p+2)\hat{S}^2$$

٤- تباين تأثير القدرة الخاصة للهجين ij

$$var(\hat{S}ij) = p^2 + p+2/(p+1)(p+2)\hat{S}^2 \quad i \neq j$$

٥- تباين الفرق ما بين قدرتي عامتين للابوين i ، j

$$Var(\hat{g}i - \hat{g}i) = 2/p+2\hat{S}^2 \quad i \neq j$$

٦- تباين الفرق ما بين قدرتي خاصتين للابوين i ، j

$$Var(\hat{S}ij - \hat{S}ij) = 2p(p-2)/p+2\hat{S}^2$$

تأليف: الأستاذ الدكتور / عبد الحميد أحمد نوار - كلية الزراعة - قسم المحاصيل - جامعة المنوفية

جدول ٥-٤ طريقة تحليل القدرة على التالف بالطريقة الثانية Method -2

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F values		E.M.S	
				Model I	Model II	Model I	Model II
G.C.A	(P-1)	Sg	Mg	Mg /mé	Mg / Ms	$S^2 + (p+2)\frac{1}{P-1}\sum_i g^2 i$	$S^2 + S^2 s + (p+2) S^2 g$
S.C.A	P (P - 1)/2	Ss	Ms	Ms /mé	Ms /mé	$S^2 + \frac{2}{p(p-1)}\sum_i \sum_j s^2 ij$	$S^2 + S^2 s$
Error	m	Mé	Mé	Mé		S^2	S^2

$$Mé = Me/b \ , \ sg = \frac{1}{b+2} \left[\Sigma \left(\chi i. + \chi .ii \right)^2 - \frac{4}{p} \chi ..^2 \right],$$

$$Ss = \sum_{i<j}\sum \chi ij^2 - \frac{1}{p-2} \sum_i \left(\chi .i + \chi ii. \right)^2 + \frac{2}{(p+1)(p+2)} \chi ..2$$

٧- تباين الفرق ما بين الهجين ik ، ij

$$Var (\hat{S}ij - \hat{S}ik) = 2 (p + 1) / p + 2 \hat{S}^2$$

٨- تباين الفرق ما بين الهجين

$$Var (\hat{S}ij - \hat{S}ik) = 2 p / p + 2 \hat{S}^2$$

ب- الموديل الثاني Model II

والموديل الإحصائي في هذه الحالة يمكن التعبير عنه بهذه الصورة

$$\chi ij = m + gi + gi + sij + \frac{1}{b} \sum_k bk + \frac{1}{b} (bv) ijk + \frac{1}{bc} \sum_k \sum_L eijk$$

وكل التاثيرات السابقة في المعادلة تعتبر متغيرات عشوائية فيما عدا (M) ومن جدول ٥ ــ ٤ يتضح تحليل التباين لهذا الموديل، حيث ان:

$(s^2e + csIv^2) = s^2 \frac{1}{bc} E(Mé) =$

اختبارت المعنوية:

١- لاختبار S^2g = صفر فان قيمة F المناسبة هي:

$F = [(p-1), p(p-1)/2] = Mg / Ms$

٢- لاختبار S^2S = صفر

$F = [p(p-1)/2, m] = Ms / Mé$

ويمكن تقدير مكونات التباين من هذا الجدول كما يلي:

$\hat{S}g^2 = 1/p+2 [Mg - Ms]$

$\hat{S}^2S = Ms - Me$ وأيضا

والتقديرات التقريبية للبيانات الخاصة بمكونات التباين يمكن الحصول عليها من استخدام المعادلات التالية:

1- $var(\hat{S}g^2) \cong 2/(p-1)(p+2)^2 Mg^2 + 4/p(p-1)(p+2)^2 Ms^2$

2- $var(S^2S) \cong 4/p(p-1) Ms^2 + 2/m(Mé)^2$

3- $var(\hat{S}^2) \cong 2/m(Mé)^2$

الطريقة الثالثة: Method 3

وتشمل على الجيل الأول والجيل الأول العكسي فقط دون اشتراك الأباء وعليه فالتراكيب الوراثية المختلفة الناتجة من هذه الطريقة يمكن الحصول عليها باستخدام المعادلة التالية:

$a = p(p-1)$

وقد اشترك عديد من الباحثين في وضع صورة جدول تحليل التباين الخاص بهذه الطريقة (جدول ٥ - ٥) مثل yats عام ١٩٤٧ . وساهم kempthorne عام ١٩٥٢ في وضع القيم المتوقعة لمجموع

مربعات الانحرافات الخاصة بالتأثيرات effects عندما تكون المتغيرات في صورة عشوائية، كذلك Handerson عام ١٩٤٨، ١٩٥٢ بالنسبة لتحليل البيانات غير المستقلة non - orthogonal عندما تكون تلك البيانات في صورة عشوائية.

أ- الموديل الأول **:Model I**

الموديل الإحصائي الخاص بهذه الطريقة وبهذا الموديل يمكن التعبير عنه في الصورة التالية:

$$\chi ij = m + gi + gi + sij + rij + \frac{1}{bc} \sum_{k} \sum_{L} eijkL$$

حيث أن:

i,j = 1 ...., p

k = 1 ...., b

L = 1 ...., c

حيث ان (m) هي متوسط العشيرة، gi هي تاثيرات القدرة العامة، sij هي تاثير القدرة الخاصة كذلك sji = sij ، rij هي التاثير العكسي للتركيب الوراثي، rij - = rij وان eijkL هى التاثيرالراجع الى قيمة الفرد (Observation) $ijkl..^{th}$ وبناءا على ذلك فان:

$$\sum_{i} gi = 0$$

$$\sum_{i \neq j} sij = 0$$

وذلك بالنسبة لكل i

ومن جدول تحليل التباين يمكن القول بان

Mé = Me / bc

جدول ٥-٥ جدول تحليل التباين لتقدير القدرة على التالف بالطريقة الثالثة Method3

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F values		E.M.S	
				Model I	Model II	Model I	Model II
G.C.A	(P-1)	Sg	Mg	Mg /mé	Mg / Ms	$S^2+2\frac{1}{P-1}\sum_i g^2i$	$S^2+2S^2s+2(p-2)S^2g$
S.C.A	P (P - 3)/2	Ss	Ms	Ms /mé	Ms /mé	$S^2+2\frac{2}{p(p-3)}\sum\sum_{i<j} s^2ij$	S^2+2S^2s
reciprocal effects	P (P - 1)/2	Sr	Mr	Mr /mé	Mr /mé	$S^2+2\frac{2}{p(p-1)}\sum\sum_{i<j} r^2ij$	S^2+2S^2r
Error	m	Se	Mé	Mé		S^2	S^2

$$Mé=\frac{Me}{b},\ S^2g=\frac{1}{2(b-2)}\sum_i(\chi i.+\chi .i)^2-\frac{2}{p(p-2)}\chi^2..$$

$$S^2s=1/2\sum_i\sum_{<j}(\chi ij+\chi ij)^2-\frac{1}{2(p-2)}\sum_i(\chi i.+\chi .i)^2+\frac{1}{(p-1)(p-2)}\chi^2..$$

اختبارت المعنوية:

١- لاختبارت معنوية القدرة العامة، فان قيمة F المناسبة هي

$$F((p-1),m)=Mg/Mé$$

٢- لاختبار القدرة الخاصة، فان قيمة F المعنوية هي:

$$F[p(p-3)/2,m]=Ms/Mé$$

٣- لاختبار التأثير العكسي

$$F[p(p-1)/2,m]=Mr/Mé$$

ويمكن إيجاد وقيم التأثيرات التالية من استخدام المعادلات المناسبة لكل حالة كما يلي والتي سبق توضيح مضمونها في الطرق السابقة:

1- $m = 1/p\,(p-1)\,x..$

2- $\hat{g}i = 1/2\,p\,(p-2)\,[\,p\,(xi. + x.i) - 2\,x..\,]$

3- $\hat{S}ij = 1/2\,(\chi ij + \chi ij) - 1/2\,(p-2)\,(\chi ij + \chi ij) + x.i + 1/(p-1)\,(p-2)\,x..$

4- $rij = 1/2\,(\chi ij + \chi ij)$

وتباين أي أب أو متوسط F_1 تساوي

$var\,(\chi ij) = \hat{S}^2 = Mé$

$var\,(rij) = 1/2\,\hat{S}^2 \quad i \neq j$

5- $var\,(\hat{g}i - \hat{g}i) = 1/p - 2\,\hat{S}^2 \quad i \neq j$

6- $var\,(\hat{S}ij - \hat{S}kl) = p - 3/p - 2\,\hat{S}^2 \quad i \neq j,\ k \neq j$

7- $var\,(\hat{S}ij - \hat{S}kl) = p - 4/p - 2\,\hat{S}^2 \ (i \neq j,k,l,\ j \neq k)$

ب- الموديل الثاني **Model II**:

الموديل الإحصائي لهذا الموديل يمكن التعبير عنه بهذه الصورة:

$$\chi ij = m + gi + gi + sij + rij + \frac{1}{b}\sum_{k} bk + \frac{1}{b}(bv)\,ijk + \frac{1}{bc}\sum_{k}\sum_{L} eijkL$$

وكل التأثيرات في المعادلة السابقة ماعدا (M) هي متغيرات في صورة عشوائية. ومن جدول تحليل التباين (٥ – ٥) يتضح ان:

$$E\,(Mé) = \frac{1}{bc}\,(S^2e + csbv^2) = S^2$$

اختبارات المعنوية:

١- لاختبار S^2g = صفر، فان قيمة F المناسبة هي :

$F\,[\,(p-1),\,p\,(p-3)/2\,] = Mg/Ms$

٢- لاختبار S^2S = صفر، فان قيمة F المناسبة هي:

$F[(p-3)/2, m] = Ms / Mé$

٣- لاختبار S^2r = صفر، فان قيمة F المناسبة هي:

$F[p(p-1)/2, m] = Mr / Mé$

مكونات التباين يمكن تقديرها كما يلي:

1- $\hat{S}g^2 = 1/2(p-2)[Mg - Ms]$,

2- $\hat{S}s^2 = 1/2[Ms - Mé]$

3- $\hat{S}r^2 = 1/2[Mr - Mé]$

والتقديرات التقريبية للبيانات الخاصة بمكونات التباين يمكن الحصول عليها من خلال المعادلات الأتية والتي سبق توضيح مضمونها:

1- $var(\hat{S}g^2) \cong 1/2(p-1)(p-2)^2 Mg^2 + 1/p(p-2)^2(p+3)Ms^2$,

2- $var(\hat{S}^2S) \cong 1/p(p-3)Ms^2 + 1/2m(Mé)^2$

3- $var(\hat{S}^2r) \cong 1/p(p-1). Mr^2 + 1/2m(Mé)^2$

4- $var(\hat{S}^2) \cong 2/m(Mé)^2$

٤- الطريقة الرابعة: Method - 4

يشترك فيها الجيل الاول في اتجاه واحد بدون اشتراك الجيل الأول العكسي او الآباء. وبناءا عليه ما فالتراكيب الوراثية الناتجة ستكون عددها مقدرا بـ

$A = (p(p-1)/2)$

وتحليل التباين الخاص بهذه الطريقة وموديليها موضح في جدول (٥ – ٦) وهذا التحليل في الأصل وضعة كل من: Sprague ، Tatum عام ١٩٤٢.

أ- الموديل الأول Model I

الموديل الإحصائي لهذه الحالة يكون كما يلي:

$$\chi ij = m + gi + gi + sij + rij + \frac{1}{bc} \sum_{k} \sum_{L} eijkL$$

حيث أن:

$i,j = 1 \ldots\ldots\ldots, p$

$k = 1 \ldots\ldots\ldots, b$

$L = 1 \ldots\ldots\ldots, c$

حيث ان (m) هي متوسط العشيرة، gi هي تاثيرات القدرتين العامة والخاصة على التالف وان sji = sij ، وان eijkL هي تأثير الخطأ الراجع للملاحظة (Observation) th ijkL كذلك فان :

$$\sum_{i} gi = 0$$

$$\sum_{i=j} sij = 0$$

(لكل i)

وفي هذه الحالة ايضا فان

$M\acute{e} = Me / bc$

جدول ٥-٦ طريقة تحليل التباين للقدرة على التالف في الطريقة الرابعة Method -4

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F values		E.M.S	
				Model I	Model II	Model I	Model II
G.C.A	(P-1)	Sg	Mg	Mg /mé	Mg / Ms	$S^2 + (p-2)\frac{1}{P-1}\sum_{i} S^2 i$	$S^2 + sS^2 + (p-2)S^2 g$
S.C.A	P (P - 3)/2	Ss	Ms	Ms /mé	Ms /mé	$S^2 + \frac{2}{p(p-3)}\sum_{i<j} S^2 ij$	$S^2 + 2S^2 s$
Error	m	Se	Mé	Mé	Mé	S^2	S^2

$$M\acute{e} = Me/b \ , \ S^2 g = \frac{1}{b-2} \sum_{i} \chi i.^2 - \frac{4}{p(p-2)} \chi..^2$$

$$S^2s = \sum_{i<j} \chi ij - \frac{1}{p-2} \sum_i \chi i^2 + \frac{2}{(p-1)(p-2)} \chi ..2$$

اختبارت المعنوية:

١- لاختبار القدرة العامة على التالف، فان قيمة (F) المناسبة لها هي:

$F[(p-1), m] = Mg / Mé$

٢- لاختبار القدرة الخاصة، فان قيمة (F) المناسبة هي:

$F[p(p-3)/2, m] = Ms / Mé$

ويمكن إيجاد وقيم التاثيرات المختلفة كالآتي:

1- $m = 2/p(p-1) .x..$

2- $\hat{g}i = 1/p(p-2)[p\,xi. - 2\,x..]$,

3- $\hat{S}ij = \chi ij - \frac{1}{p-2}(xi. + xj.) + \frac{2}{(p-1)(p-2)} x..$

والتباين لقيمة متوسط أي اب هي

$Var(\chi ij) = \hat{S}^2 = / Mé$

والتباين بالنسبة للاختلاف او الفرق ما بين متوسط قيمتين:

$var(\chi ij - \chi kl) = 2\hat{S}^2$

وتباين التاثيرات والفرق ما بين التاثيرات يمكن تقديرها على حسب كل حالة هي:

1- $var(m) = 2/p(p-1)\hat{S}^2$

2- $var(\hat{g}i) = (p-1)/p(p-2)\hat{S}^2$

3- $var(\hat{S}ij) = p-3/(p-1)\hat{S}^2$

4- $var(\hat{g}i - \hat{g}i) = 2/(p-2)\hat{S}^2 \quad i \neq j$

5- $var(\hat{S}ij - \hat{S}ik) = 2(p-3)/(p-2)\hat{S}^2 \quad i \neq j,k, i \neq k$

6- $var(\hat{S}ij - \hat{S}kl) = 2(p-4)/(p-2)\hat{S}^2 \quad i \neq j,k,l, i \neq k, k = l$

٢- الموديل الثاني Model II

الموديل الإحصائي لهذه الحالة هو :

$$\chi ij = m + gi + gi + sij + \sum_k bk + \frac{1}{b}(bv)ijk + \frac{1}{bc}\sum_k \sum_L eijkL$$

وكل التأثيرات ماعدا M تعتبر كمتغيرات عشوائية . ويوضح جدول (٥ – ٦) تحليل التباين والقيم المتوقعة لمربعات مجموع المربعات لهذا الموديل

اختبار المعنوية:

١- لاختبار S^2g = صفر، فان قيمة F المناسبة هي :

$$F [(p - 1), p(p - 3)/2] = Mg / Ms$$

٢- لاختبار S^2S = صفر، فان قيمة F المناسبة هي:

$$F [(p - 3) / 2, m] = Ms / Mé$$

ومكونات التباين يمكن تقديرها كما يلي:

١- القدرة العامة $1\text{-}\ \hat{S}g^2 = 1/p - 2\ [Mg - Ms],$

٢- القدرة الخاصة $2\text{-}\ \hat{S}s^2 = Ms - Mé$

والتقديرات التقريبية بالنسبة لمكونات التباين يمكن تقديرها كما يلي:

1- $var (\hat{S}g^2) = 2 (p - 1) (p - 2) Mg^2 + 4/p (p-2)^2 (p+3) Mé^2$,

2- $var (\hat{S}^2S) = 1/p (p - 3) Ms^2 + 1/2\ m (Mé)^2$

3- $var (\hat{S}^2 r) = 1/p (p - 1). Mr^2 + 1/2\ m (Mé)^2$

4- $var (\hat{S}^2) = 2/m (Mé)^2$

٥- ٣ - ١ استخدام الموديلات المختلطة: Mixed Model

الموديل المختلط من نوع (A) يمكن أن يستخدم للطرق الخاصة بتصميم الهجن التبادلية فيما عدا الطرق التي تستبعد الهجن العكسية وبناءا على ذلك يصبح الموديل الإحصائي لتحليل القدرة على التالف كما يلي:

$$Xij = m + gi + gi + sij + rij \sum_{k} + \frac{1}{bc} \sum_{k} \sum_{L} eijkL$$

وفي كل الموديلات، تكون جميع التأثيرات ماعدا (m) تكون كمتغيرات عشوائية، كذلك يلاحظ ان تحليل القدرة على التالف في هذه الحالة هو نفسه تحليل التباين الخاص بالموديل الثاني Model II أي الموديل العشوائي فيما عدا أن

$$Mé = \hat{S}^2 = Me / bc$$

والتي سوف تستخدم لمتوسط لمجموع مربعات الخطا التجريبي

أما عن استخدام الموديل المختلط من نوع (B) (والمشتمل على ijk (bv) خلال تحليل القدرة على التالف، فان الموديل الإحصائي سوف يصبح كما يلي مع عدم اخذ الهجن العكسية في الاعتبار هو:

$$Xij = m + gi + gi + sij + \frac{1}{b} \sum_{k} bk + \frac{1}{b} \sum_{k} (bv)\ ijk + \frac{1}{bc} \sum_{k} \sum_{L} eijk$$

وعندما تؤخذ الهجن العكسية في الاعتبار، يصبح صورة الموديل الاحصائي بهذه الصورة

$$Xij = m + gi + gi + sij + rij + \frac{1}{b} bk + \frac{1}{b} \sum_{k} (bv)\ ijk + \frac{1}{bc} \sum_{k} \sum_{L} eijkL$$

وعلى أية حال ففي كلا الموديلين نجد أن :

$$\sum_{i} gi = 0$$

$$\sum_{i} sij = 0$$

$$\sum\sum_{i<j} (bv)\ ijk = 0 \quad (\text{بالنسبة لكل } j)$$

ويجب أن نأخذ في الاعتبار أن إدخال التأثيرات الخاصة بالموديل المختلط Mixed elements خلال عملية تحليل القدرة على التالف سوف يؤدي الى كثير من الصعوبات مثل ، ان متوسط مجموع مربعات الانحرافات وقيم التباين سوف تتغير نتيجة لاحتياجنا في هذه الحالة لتغيير بعض الافتراضات الخاصة بتصميم الهجن التبادلية Dialled crosses وفي حالة استخدام الموديل المختلط (B) فان تحليل التباين للقدرة على التالف ستكون هي نفسها كما في الموديل الاول (Fixed model) فيما عدا أن :

$$Mé = M\ bv / bc$$

٥ ـ ٣ ـ ٢ التحليل لاكثر من متغير: Extension to more than one variable

ليس هناك أي صعوبات يمكن ان تنشأ فيما لو اخذنا في الاعتبار عند اجراء التحليل متغيرين او اكثر. ففي حالة تحليل القدرة على التالف باستخدام الموديل الثاني، يمكن استخدام التباين والتغاير Covariance لتقدير معاملي الارتداد والارتباط بالنسبة لاي تاثير من التاثيرات في الموديل نفسه هذا الارتداد بالنســــبة للمتغير (ith) على المتغير (jth) بالنسبة للتاثير θ ، هذا الارتداد يمكن التعبير عنه في الصورة التالية:

$$b\theta ij = \theta \hat{S}ij^2 / \hat{S}\theta j^2$$

ومعامل الارتباط ما بين المتغيرين ith، jth بالنسبة للتاثير θ يمكن التعبير كما يلي:

$$r\theta\ ij = \hat{S}\theta ij^2 / [\ (S\theta I)^2\ (S\theta j)^2\ ]^2$$

حيث ان:

$\hat{S}^2\theta\ ij^2$ = هو مكون التغاير بالنسبة للتاثير θ المشتمل على المتغيرين ith ، jth

= مكون التباين بالنسبة للتاثير θ الخاص بالمتغير ith

θ = الشكل المظهري (phenotypic)، للتركيب الوراثي genotypic، القدرة العامة G.C.A، القدرة الخاصة S.C.A أو تأثيرات الخطأ error effects

هذا التحليل اقترح من قبل Fisher عام ١٩١٨، ١٩٣٦ أول من طبق هذا التحليل على النبات Smith عام ١٩٣٦ ثم تلا ذلك كل من Miller , Hazel , BarKer, Rein ١٩٤٣ حيث اجرى أول تطبيق عملي لاستخدام مكونات التباين لتقدير معاملات الارتباط لحل مشاكل في مجال تربية الحيوان. وتولى آخرين فيما بعد استغلال هذا التحليل لتحليل صفة المحصول في الطماطم عامي ١٩٤٨، ١٩٥٣.

ولا يمكن إيجاد الأخطاء القياسية Standers error بالنسبة لمكونات التباين والتغاير في هذه الحالة. وفي النهاية نود أن نشير إلى انه يمكن بعد ذلك تقدير القدرة العامة على الائتلاف لكل اب على حده وتقدير القدرة الخاصة لكل هجين ويمكن أيضا تقدير تباين القدرة الخاصة لكل سلالة او اب على حده كما يلي بالنسبة للطريقة الأولى والثانية:

$$\hat{S}^2si = 1/(p-1)\sum_i \hat{S}^2sj - \frac{p-3}{p-2}\hat{S}^2$$

وبالنسبة للطريقة الثالثة والرابعة

$$\hat{S}^2si = 1/(p-2)\sum_i \hat{S}^2 sj - \frac{p-3}{p-2}\hat{S}^2$$

٥ ـ ٣ ـ ٣ المقارنة ما بين الطرق الأربعة للتحليل:

اوضح Griffing ثلاثة اسباب دعتة لاختيار الطريقة الرابعة عند تحليله بهذه الطرق والاسباب هي:

١- ان الطريقة الرابعة ممثلة لاغلب نظم طريقة الهجن التبادلية Dialled crosses.

٢- ان الطريقة الرابعة تعطي تفسير كافي وتعبر عن تباين القدرتين العامة والخاصة عندما يكون هناك اختلافات واضحة فيما بين السلالات الأبوية.

٣- ان التاثيرات الراجعة للتراكيب الوراثية العكسية (الهجن العكسية) بصفة عامة لم يكن لها أي وزن حقيقي فعلي في بيانات تربية النبات، وطالما الامر كذلك فمن الطبيعي تكون الطريقة الرا بعة والتي لا تشتمل على هذه الهجن العكسية مناسبة وتعطي معلومات كافية دون خوف من فقد بيانات او معلومات مهمةعن الهجن العكسية.

٤- سهولة التنفيذ والاجراء والتحليل والاستنتاج.

٥- اذا كانت اباء سلالية فلا يفضل استخدام الطريقة الثانية او الاولى بل الطريقة الرابعة.

٥-٤ مثال عددي تحليلي لجميع الطرق Griffing:

في الجدول التالي (٥ ـ ٧) بيانات عن ثمانية سلالات نقية (m = 8) وثمانية وعشرون هجينا (F1's 28) والهجن العكسية لها وهذه اختبرت في اربع تكرارات بنظام القطاعات الكاملة العشوائية. والخطوات التالية هي الخاصة بتحليل طرق جريفنج.

جدول (٥ – ٧) بيانات عن محصول الحبوب في الذرة الشامية لطريقة الهجن التبادلية الكاملة.

Parent	Rep's	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	Total
P_1	1	104.86	88.66	109.76	128.10	128.36	74.40	91.82	48.08	774.40
	2	84.32	105.04	78.22	123.84	119.84	70.86	99.18	62.10	743.40
	3	76.92	80.80	74.52	92.56	103.24	60.94	118.88	58.54	666.40
	4	76.48	73.54	99.52	115.28	129.72	68.00	120.68	41.84	683.22
	Total	342.58	348.04	362.02	459.78	481.16	274.20	430.56	210.56	2286.90
P_2	1	88.70	88.02	110.16	101.26	91.52	59.06	84.16	96.92	719.80
	2	69.10	106.52	116.26	80.22	113.96	65.62	109.74	91.44	752.86
	3	76.80	89.82	99.76	82.84	87.26	81.62	102.14	79.86	700.10
	4	88.16	108.68	120.12	88.36	106.98	86.76	94.52	74.38	767.96
	Total	322.76	393.04	446.30	325.68	399.72	293.06	390.56	342.60	2913.66
P_3	1	75.28	112.48	77.94	111.44	96.88	109.86	117.20	109.68	810.76
	2	124.74	92.76	71.34	119.96	100.86	98.16	100.28	116.48	824.58
	3	94.56	90.62	77.52	84.76	86.88	93.26	116.16	123.92	767.68
	4	114.34	122.36	69.48	86.42	92.52	102.26	112.52	120.86	220.76
	Total	408.92	418.22	296.28	402.58	377.14	403.54	446.16	470.94	3223.78
P_4	1	124.26	92.18	98.08	80.82	86.20	103.14	53.40	53.86	691.94
	2	132.48	82.16	90.94	106.54	76.36	109.66	60.86	48.30	707.30
	3	114.38	81.66	96.20	83.28	79.06	90.98	74.46	40.64	660.67
	4	105.34	101.24	125.48	95.92	99.52	119.40	69.08	44.62	670.60
	Total	476.46	357.24	410.70	366.56	341.14	423.18	257.80	187.42	2820.50
P_5	1	109.74	109.94	89.56	80.96	59.96	98.46	81.36	86.62	716.60
	2	99.56	117.52	94.56	71.98	52.48	73.10	72.82	94.18	676.20
	3	110.18	95.56	83.66	91.34	52.98	89.18	89.82	90.32	703.04
	4	125.68	88.54	85.28	89.28	50.98	75.86	83.74	108.16	623.79
	Total	445.16	411.56	353.06	333.56	216.40	336.60	327.74	379.28	2803.36
P_6	1	72.92	58.56	104.18	109.44	81.58	96.44	140.50	55.08	718.70
	2	76.28	86.72	100.24	97.74	95.52	98.82	125.96	52.88	734.16
	3	61.66	65.26	85.12	121.10	84.48	99.14	113.02	42.92	629.78
	4	64.48	74.64	108.76	106.38	9028	107.16	106.96	64.08	722.74
	Total	275.34	285.18	398.30	434.66	351.86	401.56	486.44	214.96	6448.30
P_7	1	119.56	106.52	98.54	58.92	70.28	109.84	91.44	116.28	771.38
	2	90.22	84.38	103.38	54.78	79.84	137.42	99.66	129.50	779.18
	3	113.42	83.92	119.48	63.92	80.42	94.08	89.46	142.84	787.54
	4	113.36	76.46	112.38	52.98	84.86	120.84	83.28	112.46	756.62
	Total	437.06	351.28	433.78	230.60	315.00	462.68	363.84	501.08	3095.32
P_8	1	47.46	85.82	105.26	46.20	80.52	45.72	105.50	91.78	608.26
	2	43.26	80.22	120.38	41.82	98.56	58.62	120.94	84.82	648.62
	3	56.72	76.30	112.26	52.66	90.84	70.82	114.06	69.92	643.58
	4	47.44	90.24	123.70	46.28	103.36	65.80	132.18	81.48	690.48
	Total	194.88	332.58	461.60	186.96	373.28	240.96	472.68	328.00	23231.82

الخطوة المبدئية لتحليل هذه البيانات بطريقة Griffing هو تحليل التجربة كما نفذت على هيئة قطاعات كاملة العشوائية لتبيان معنوية المعاملات من عدمه بهذه الصورة.

1- Correction factor = $(23231.82)^2 / 4 \times 64 = 2108271.3301$

2- Total S.S = $(104.86)^2 + (88.66)^2 + \dots\dots\dots\dots + (81.48)^2 = c.f = 127712.50$

3- Treatments S.S = $(342.58) + (348.04)^2 \dots\dots\dots + (328.00)^2 - c.f$

$= 104924.1604$

4- Replication S.S = $(5811.48)^2 + \dots\dots\dots\dots + (5951.34)^2 - c.f = 1037.0241$

5- Error S.S = Total S.S – Treatment S.S – Replication S.S = 21751.3155

ويمكن وضع البيانات السابقة في جدول تحليل التباين التالي:

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
Replication	3	1037.0241	345.675	3.004
Treatment	63	104924.1604	1665.463	14.471**
Error	189	21751.3155	115.086	
Total	255	127712.50		

يتضح مما سبق ان هناك فروق معنوية عالية بين المعاملات وهذا يعني تكملة التحليل على حسب كل طريقة كما يلي:

٥-٤-١ الطريقة الأولى:

وتشمل على الهجن والهجن العكسية والأباء وحيث ان عدد الاباء (٨) فالهجن الناتجة ٢٨ والعكسية ٢٨ وتحليل التباين لهذه الطريقة يتم بالاستعانة بالجدول السابق لإيجاد جداول الهجن التبادلية كما يلي (جداولDiagonal أي ذات اتجاهين).

Parents	1	2	3	4	5	6	7	8	Total (yi)
1	85.645	87.010	90.505	114.945	120.240	68.550	107.640	52.640	727.225
2	80.690	98.260	111.575	88.170	99.930	73.265	97.640	85.650	735.180
3	102.230	104.555	74.070	100.645	94.285	100.885	111.540	117.735	805.945
4	119.115	89.310	102.675	91.640	85.285	105.795	64.450	46.855	705.125
5	111.290	102.890	88.265	83.390	54.100	84.150	81.935	94.820	700.840
6	68.835	71.295	99.575	108.665	87.965	100.390	121.613	53.740	712.075
7	109.265	87.820	108.445	57.650	78.750	115.670	90.960	125.270	773.830
8	48.720	83.145	115.400	46.740	93.320	60.240	118.170	82.00	647.735
Total (yi)	725.790	724.285	790.510	691.845	713.925	708.945	793.945	658.710	5807.955

من هذا الجدول يمكن استخراج قيم تباين القدرة العامة والخاصة على التالف وكل قيمة في الجدول السابق عبارة عن متوسط قيمة أي فرد في المكررات الاربعة. وكمثال على ذلك – الهجين ١ × ٢ يحوز على اربعة قيم (٨٨,٦٦ من المكررة الاولى)، (١٠٥,٤ من المكررة الثانية)، (٨٠,٨٠ من المكررة الثـــــــالثة)، (٧٣,٥٤ من المكررة الرابعة) والمتوسط العام لهذه القيمة هو x يساوي

$$X = \frac{88.66 + 105.4 + 80.80 + 73.54}{4} = \frac{348.04}{4} = 87.010$$

وهذا موضح في الجدول السابق لبقية القيم.

ويمكن بعد ذلك تطبيق المعادلات الخاصة بحساب القدرة على التالف لما أوردناها مسبقا وبهذه الصورة:

$$1\text{- S.S due to gca} = \frac{1}{2m}\Sigma(\text{yi.} + \text{yi.})^2 - \frac{2}{2m}\text{y}^2..$$

$$= \frac{1}{2x8}\ [\ (727.225 + 725.790)^2 + (735.180 + 724.285)^2 + \ldots\ldots\ldots +$$

$$(647.735 + 658.710)^2] - \frac{1}{8x8}(5807.955)^2 = 3805.54$$

$$2\text{- S.S due sca} = \frac{1}{2}\Sigma\Sigma\ \text{yij}(\text{yij} + \text{yij}) - \frac{1}{2m}\Sigma\ (\text{y.j} + \text{yj.})^2 + \frac{1}{m2}\text{y}^2..$$

$$= \frac{1}{2}\ [\ 87.010\ (87.010 + 80.690) + 90.505\ (90.505 + 102.230) + \ldots\ldots +$$

$$125.270\ (125.270 + 118.170)] - \frac{1}{2x8}\ [(727.225 + 725.79)^2 + \ldots\ldots +$$

$$(647.735 + 658.710)^2] + \frac{1}{8x8}(5807.955)^2 = 22060.48$$

$$3\text{- S.S due to reciprocals} = \frac{1}{2}\Sigma\Sigma(\text{yij} + \text{yij})^2$$

$$= \frac{1}{2}\ [\ (87.010 - 80.690)^2 + (90.505 - 102.230)^2 + \ldots\ldots\ldots +$$

$$(125.270 - 118.170)^2] = 364.97$$

4- s.s due to error = 21751.3155

واستخدمنا لاختبار معنوية المعاملات متوسط مجموع مربعات الانحرافات الراجعة للخطأ ولكن هذا الخطأ لابد من تعديله لان الحسابات الاخيرة (الخطوات من ١ وحتى ٣) تمت على أساس المتوسطات ولذا ولاستخراج الخطأ الجديد، لابد من قسمة متوسط مجموع مربعات الخطأ السابق على عدد الكرارات. وعليه فان:

$$Ms\ (error) = \frac{Ms(error)}{4} = \frac{115.0863}{4} = 28.772$$

ويمكن بعد ذلك إيجاد جدول تحليل التباين للمكونات السابقة بهذه الصورة

S.O.V	d.f	S.S	M.s	F	E (M.s)
gca	7	3805.54	Mg 543.643	18.895	$S^2e + \frac{2(n-1)^2}{n} S^2s + 2nS^2g$
sca	28	22060.48	Ms 787.874	27.384	$S^2e + \frac{2(n^2-n+1)}{n^2} S^2s$
reciprocal	28	364.97	Mr 13.035	0.453	$S^2e + 2S^2r$
Error	189		Mé 28.772		S^2e

ولاختبار المكونات السابقة:

(١) اختبار معنوية تأثيرات القدرة العامة:

F (7, 189) = Mg / Mé

= 543.643 / 28.772 = 18.895 **

(٢) اختبار معنوية تأثيرات القدرة الخاصة

F (28, 189) = Ms/ Mé

= 787.874 / 28.772 = 27.387 **

(٣) اختبار معنوية التأثيرات العكسية

F (28, 189) = Mr / Mé

= 13.035 / 28.272 =0.453 $^{N.S}$

ويمكن تقدير مكونات التباين الوراثي من الجدول السابق بهذه الصورة التالية:

$$1-\ S^2g = \frac{1}{2n}[\,Mg - \frac{Mé + n\,(n-1)\,Ms}{n^2 - n + 1}\,]$$

$$\frac{1}{16}[\,543.643 - \frac{28.772 + 56\,(787.874)}{57}\,] = -\,14.432$$

$$2-\ S^2s = \frac{n^2}{2\,(n^2 - n + 1)}\,(Ms - Mé)$$

$$= \frac{64}{114}(\,878.874 - 28.772\,) = 426.163$$

$$3-\ S^2r = 1/2\ \ (Mr - Mé)$$

$$= 1/2\,(\,13.035 - 28.772\,) = -\,7.869$$

$$4-\ S^2e = 28.772$$

ومع الافتراض بان:

1- Normal diploid aegsegation.

2- Absence of maternal effect no reciprocal different.

3- Independent action of non – allelic genes.

4- Non multiple alleles.

5-Homozygous partents.

6- Genes independently distributed between the parents and

7- Inbreeding coefficient equals to one, it can be demonstrated (Griffing, 1956), that

$S^2g = 1/2\ S^2A \quad ,\ S^2s = S^2D$

$S^2A = 2S^2g = 2\,(-\,14.432\,) = -\,28.864$

$S^2D = S^2s = 426.163$

ويمكن إيجاد قيم تأثيرات القدرة العامة على التآلف بهذه الصورة

$$gi = \frac{1}{2n}(yi. + y.i) - \frac{1}{n^2}\ y..$$

$$g1 = \frac{1}{2x8}(y1. + y.1) - \frac{1}{64}y..$$

حيث ان:

Y1. = 727.225 , y.1 = 725.790, y.. = 5807.955

$$g1 = 1/16\ (727.225 + 725.790) - \frac{1}{64}(5807.955) = -0.0641$$

$$g2 = 1/16\ (735.180 + 724.285) - \frac{1}{64}(5807.955) = 0.4625$$

وبالمثل يمكن الحصول على كل قيم تأثيرات القدرة العامة على التالف لكل الآباء والمشتركة وهذه موضحة في جدول (٥ – ٨).

ويمكن كذلك إيجاد قيم تأثير القدرة الخاصة على التالف كما يلي:

$$Sij = \frac{1}{2}(yij + yji) - \frac{1}{2n}(yi. + y.i + yj. + y.j) + \frac{1}{n^2}\ y..$$

$$12 = \frac{1}{2}(87.01 + 80.69) - \frac{1}{16}(727.225 + 725.790 + 735.180 + 724.285) + \frac{1}{64}$$

$$(5807.955) = -7.431$$

ويمكن بالمثل حساب هذه التأثيرات لكل الهجن وهذه موضحة في جدول (٥ – ٨) التالي.

جدول ٥ – ٨ تأثيرات القدرة العامة (وسط الجدول) والقدرة الخاصة (أعلى الجدول)، والتأثيرات العكسية

Parent	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8
P1	0.064	7.431	3.475	29.656	27.303	20.185	10.402	31.037
P2	3.16	0.463	7.82	0.962	12.52	17.001	50723	2.277
P3	5.83	3.511	9.029	5.32	6.177	2.387	2.977	25.885
P4	2.085	0.57	1.015	3.439	0.647	21.855	33.407	31.417
P5	4.5	1.48	3.01	0.948	2.327	0.43	15.317	14.744
P6	0.143	0.985	0.655	1.435	•1.908	1.936	22.59	22.727
P7	0.813	4.91	1.548	3.4	1.593	2.97	7.237	32.833
P8	1.96	1.253	1.168	0.058	0.75	3.25	3.55	9.097

ويمكن الحصول على التأثيرات العكسية كما يلي:

$$rij = \frac{1}{2} (yij - yij)$$

r12 = 1/2 (87.010 – 80.690) = 3.160

r13 = 1/2 (90.505 – 102.230) = 5.863

وبالمثل يمكن الحصول على بقية القيم لكل الهجن المشتركة وهذه موضحة جميعا في الجدول السابق.

ويمكن حساب معنوية المكونات السابقة عن طريق:

C.D = S.E x t (tabulate)

$S.E = \sqrt{variance}$ حيث ان

ويطلق على C.D بالاختلافات الحرجة Critical difference لكل مكون، وهذه يمكن الحصول عليها باستخدام المعادلات السابق توضيحها عندما استعرضنا الطرق جميعا مسبقاً من هذا الفصل فمثلا:

$$1\text{- } var (gi) = \frac{n-1}{2n^2} \quad S^2e = \frac{(8 - 1)}{64 \times 2} \quad (28.77) = 1.573$$

$$S.E = \sqrt{1.573} = 1.254 \quad , t\ 0.05 = 1.96$$

C.D = 1.254 × 1.96 = 2.45 with 189 (df of error)

وهذه تقارن مع القيمة المتحصل عليها لنفس الأب مسبقا وهي 0.064 – وعليه فان قيمة القدرة العامة لهذا الأب غير معنوية. ويمكن القول بان الأب الثالث والرابع والسابع والثامن (سالبة) هي التي تحوز على قيم للقدرة العامة على التالف معنوية فقط وهذه يمكن الاستفادة بها في برامج التربية (يستثنى الأب الثامن نظرا لقيمته السالبة).

$$2\text{- } var (Sij) = \frac{1}{2n^2} \quad (n^2 - 2P + 2) S^2e$$

$$= \frac{50}{128} \quad (28.77) = 11.238$$

$$S.E = \sqrt{11.238} = 3.352$$

C.D = 3.352 x 1.96 = 6.56

وهذه القيمة تقارن مع القيم الواردة في الجدول السابق (٥ – ٨) من أعلا ويتضح أن الهجن ١×٤، ١×٥، ١×٧، ٢×٣، ٢×٥، ٣×٨ ، ٤×٦، ٥×٧، ٥×٨، ٧×٨ هي التي تحوز على قيم معنوية وموجبة وهذه عليه فيمكن الاستفادة بها في برامج التربية.

$$3\text{- } var (rij) \frac{1}{2} \quad S^2e = \frac{28.77}{2} = 14.385$$

$S.E = \sqrt{14.385} = 3.793$

$C.D = 3.793 \times 1.96 = 7.43$

وعند مقارنة هذه القيمة مع القيم الواردة في الجدول السابق عن التأثيرات العكسية لا نجد أى قيمة معنوية ، وهذا صحيح حيث أوضح جدول تحليل التباين السابق عدم معنوية التأثيرات العكسية.

ويمكن حساب معنوية بقية التأثيرات الأخرى باستخدام المعادلات المناسبة وبنفس الطريقة (المعادلات سبق توضيحها). فمثلا

$$Var\ (gi - gi) = \frac{1}{n}\ S^2e = \frac{1}{8}(28.77) = 3.596$$

$$S.E = \sqrt{3.596} = 1.896$$

$$C.D = 1.896 \times 1.96 = 3.71$$

وأي فرق ما بين أي أبويين يزيد عن هذه القيمة يعتبر هذا الفرق معنوي.

$$Var\ (sij - sik) = \frac{n-1}{n}\ S^2e = \frac{8-1}{8}(28.77)$$

$$= 25.174 = 5.017$$

$$C.D = 9.83$$

٥ ــ ٤ ــ ٢ الطريقة الثانية Method -2

كما اوضحنا فهذه الطريقة تشتمل على الاباء ومجموعة واحدة من هجن الحيل الاول. وعليه فلا يوجد أي تاثيرات عكسية تكون متاحة في هذه الطريقة . والمثال الذي سنعرضه هنا، هو نفس بيانات المثال السابق بعد ترتيبها من جديد لتشمل هذه المواد او التراكيب الوراثية (الاباء ومجموعة واحدة من الهجن، أي ثمانية اباء وثمانية وعشرون هجينا فقط) وهذا موضح فى (جدول ٥ ــ ٩) .

١ـ اختبار معنوية الاختلافات فيما بين التراكيب الوراثية:

أ- إيجاد مجموع مربعات الانحرافات:

1-Correction factor = $\frac{(13055.50)^2}{4 \times 36} = 1183653.3351$

2- Total S.S = $(104.86)^2 + (88.66)^2 + \ldots\ldots (81.48)^2 - C.F = 69643.2205$

3- Treatment S.S = $(1/4)\ [\ (342.58)^2 + 348.05\ )2 + \ldots\ldots (328.00)^2\ ] - C.F$
$= 5720.3182$

4- Replications S.S = $[(3323.48)^2 + (3320.17)^2 + \ldots.. + (3328.18)^2]\ /36 - C.F$
$= 781.3765$

5- Error S.S = Total S.S – Treatment S.S – Replication S.S = 11341.52

جدول ٥ – ٩ متوسط محصول النبات الفردي لمحصول الذرة الشامية ٨اباء وثمانية وعشرون هجيناً).

Cross	R1	R2	R3	R4	Total
1x1	104.86	84.32	76.92	76.48	342.58
x2	88.66	105.04	80.80	73.54	348.04
x3	109.76	78.22	74.52	99.52	362.02
x4	128.10	123.84	92.56	115.28	459.78
x5	128.36	119.84	103.24	129.72	481.10
x6	74.40	70.86	60.94	68.00	274.20
x7	91.82	99.18	118.88	120.68	430.56
x8	48.08	62.10	58.54	41.84	210.56
2x2	88.02	106.52	89.82	108.68	393.04
x3	110.16	116.26	99.76	120.12	446.30
x4	101.26	80.22	82.84	88.36	352.68
x5	91.52	113.96	87.26	106.98	399.72
x6	59.06	65.62	81.62	86.76	293.06
x7	84.16	109.74	102.14	94.52	390.56
x8	96.92	91.44	79.86	74.38	342.60
3x3	77.94	71.34	77.52	69.48	296.28
x4	111.44	119.96	84.76	86.42	402.58
x5	96.88	100.86	86.88	92.52	377.14
x6	109.86	98.16	93.26	102.26	403.54
x7	117.20	100.28	116.16	112.52	446.16
x8	109.68	116.48	123.92	120.86	470.94
4x4	80.82	106.54	83.28	95.92	366.56
x5	86.20	76.36	79.06	99.52	341.14
x6	103.14	109.66	90.98	119.40	423.18
x7	53.40	60.86	74.46	69.08	257.80
x8	53.86	48.30	40.64	44.62	187.42
5x5	59.96	52.48	52.98	50.98	216.40
x6	98.46	73.10	89.18	75.86	336.60
x7	81.36	72.82	89.82	83.74	327.74
x8	86.62	94.18	90.32	108.16	379.28
6x6	96.44	98.82	99.14	107.16	401.56
x7	140.50	125.96	113.02	106.96	486.44
x8	55.08	52.88	42.92	64.08	214.96
7x7	91.44	90.66	89.46	83.28	363.84
x8	116.28	129.50	142.84	112.46	501.08
8x8	91.78	84.82	69.92	81.48	328.00
Total	3323.48	3320.18	3120.22	3291.62	13055.50

حساب القدرة على التآلف:

ولإيجاد ذلك لابد من وضع البيانات في صورة جداول ذات اتجاهين على هيئة متوسطات كما يلي لكل قيمة

1x1 = (104.86 + 84.32 + 76.92 + 76.48) /4 = (342.58) / 4 = 85.3645

وهكذا لكل القيم ويوضح الجدول التالي – القيم على هيئة متوسطات في جدول ذو اتجاهين يشتمل فقط على الاباء والمجموعة الاولى فقط من الهجن (جدول ٥ – ١٠)

(ب) عمل جدول تحليل التباين: وموضح فيه، مجموع مربعات الانحراف، درجات الحرية، متوسط مجموع مربعات الانحراف كما يلي والذي يتضح منه أن هناك اختلافات معنوية عالية بين المعاملات

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
Replications	3	781.38	260.460	2.411
Treatments	35	57520.32	1643.438**	15.215
Error	105	11341.52	108.015	
Total	143	69643.22		

ويلي ذلك حساب او إيجاد مجموع مربعات الانحرافات للقدرة العامة والخاصة على التآلف

وهكذا لكل القيم ويوضح الجدول التالي – القيم على هيئة متوسطات في جدول ذو اتجاهين يشتمل فقط على الاباء والمجموعة الاولى فقط من الهجن (جدول ٥ – ١٠).

جدول (٥ – ١٠) البيانات في صورة معدلة تمهيدا لتحليل الطريقة الثانية

Parents	P_1	P_2	P_3	P_5	P_5	P_6	P_7	P_8	Yi - Yii	Yi - Yii
P_1	85.65	87.01	90.51	114.95	120.29	68.55	107.64	52.64	641.58	812.87
P_2		98.26	111.58	88.17	99.93	73.27	97.64	85.65	643.24	839.76
P_3			74.07	100.65	94.29	100.89	111.54	117.74	727.17	875.31
P_4				91.64	85.29	105. 795	64.45	46.86	606.15	789.43
P_5					54.10	84.15	81.94	94.82	660.70	768.90
P_6						100.39	121.61	53.74	608.00	808.78
P_7							90.69	125.27	710.09	892.01
P_8								82.00	576.71	740.71
y.. = 3263.875										

أ- مجموع مربعات الانحرافات:

1- S.S due to gca = $\frac{1}{m+2}\left[\sum(yi. + yii)^2 - \frac{4}{m}y^2..\right]$

$= \frac{1}{10}[(812.870)^2 + (839.76)^2 + ... + (740.710)^2 - \frac{4}{8}(3263.785)^2]$

$= 1851.466$

2- S.S due to sca = $\sum\sum y^2ij - \frac{1}{m+2}[\sum(yi. + yii)^2 + \frac{2}{(m+1)(m+2)}y^2..]$

$= (85.645)^2 + (87.010)^2 + ... + (125.270)^2 + (82.000)^2 - \frac{1}{10}[(812.870)^2$

$+ ...... (740.710)2] + \frac{2}{9x10}(3263.875)2 = 12528.61$

3- S.S due to error = 11341.52/4 = 2835.38

وجدول اختبار المعنوية لهذة المكونات سيكون بهذة الصورة

S.O.V	d.f	s.s	M.s	E (M.s)
gca	7	1851.46	Mg 264.50 **	$S^2e + s^2s + (m+2)$
sca	28	12528.61	Ms 447.45 **	$S^2e + s^2s$
Error	105	2835.38	Mr 27.00	S^2e

ب- تقدير مكونات التباين:

1- $S^2g = \frac{1}{n+2}(Mg - Ms)$

$S^2g = \frac{1}{10}(264.50 - 447.45) = - 18.295$

2- $S^2s = Ms - Mé$

$= 447.45 - 27.00 = 420.45$

3- $S^2e = 27.00$

وكما أوضحنا في الطريقة الأولى

$S^2g = 1/2\ S^2A$, $S^2s = S^2D$

$S^2A = 2 \times - 18.295 = - 36.59$

$S^2D = 420.45$

٣- حساب تاثيرات القدرة العامة على التالف:

$$gi = \frac{1}{n+2}[\ \Sigma(\ yi. + yii\ ) - \frac{2}{n}y..\ ]$$

$$g_1 = \frac{1}{10}[\ (\ 812.870\ ) - \frac{2}{n}(\ 3263.875\ )\ ] = -\ 5.310$$

$$g_2 = \frac{1}{10}[\ (\ 839.763\ ) - \frac{1}{4}(\ 3263.875\ )] = 2.379$$

ويمكن إيجاد بقية القيم الاخرى وحتى الاب الثامن بهذه الطريقة وهذا موضح في جدول (٥ – ١٠) التالي:

٤- حساب تاثيرات القدرة الخاصة على التالف:

$$Sij\ = yij - \frac{1}{n+2}\ (\ yi. + yii + y.j + yii\ ) + \frac{2}{(n+1)(n+2)}y..$$

$$S_{12} = y12 - \frac{1}{10}\ (\ y1. + y11 + y.2 + y22\ ) + \frac{2}{9x10}y..$$

$$= 87.010 - \frac{1}{10}(\ 812.870 + 839.763\ ) + \frac{2}{90}(\ 3263.875\ ) = -\ 5.722$$

وبالمثل يمكن حساب بقية القيم الثمانية والعشرون وهذه موضحة في جدول (٥ – ١٠) التالي:

جدول ٥ – ١٠ تاثيرات القدرة العامة والخاصة على التالف في المثال السابق

Parents	P1	P2	P3	P5	P5	P6	P7	P8
P1	20.310 ■	- 5.722	- 5.782	27.246	34.644	21.083	9.683	-50.187
P2		2.379	12.600	-2.218	11.594	-19.058	-3.006	0.133
P3			5.948	6.701	2.394	5.006	7.338	28.663
P4				2.655	1.983	18.505	-31.162	33.627
P5					4.708	-1.086	-11.624	16.390
P6						0.720	24.062	028.677
P7							7.604	34.529
P8								7.526

■ القيم الخاصة بتاثيرات القدرة العامة على التالف

٥- حساب الأخطاء القياسية:

$$1\text{- } S.E(gi) = [(n-1)s^2e / n(n+2)]^{1/2}$$
$$= [7(27.00)/80)]^{1/2} = [2.363]^{1/2} = 1.537$$

$C.D_{0.05} = 1.537 \times 1.96 = 3.01$

وهذا يعنى بان الاب الثالث والسابع يحوزان على قيم معنوية (عند احتمال٠،٠٥) وموجبه وهذين الابوين يمكن استغلالهما في برامج التربية المختلفة.

$$2\text{- } S.E(gi - gi) = [2 s^2e / (n+2)]^{1/2} = 2.324$$

$C.D_{05} = 2.324 \times 1.96 = 3.01$

$$3\text{- } S.E(sij) = [n(n-1)s^2e / (n+1)(n+2)]^{1/2} = 4.099$$

$C.D = 4.099 \times 1.96 = 8.03$

وهذا يعني أن الهجن ١×٤، ١×٥، ١×٧، ٢×٣، ٢×٥، ٣×٨ ، ٤×٦، ٥×٨، ٦×٧، ٧×٨ تحوز على قيم معنوية وموجبة ولذا فهي نافعة في برامج تربية الذرة الشامية.

وهكذا يمكن حساب بقية التأثيرات الأخرى بأستخدام المعادلات التي أوردناها مسبقا عند استعراضنا لكل الطرق.

٥ – ٤ – ٣ الطريقة الثالثة: Method - 3

وهذه تشمل كما اوضحنا مسبقاً على مجموعة من الهجن والعكسية لها. وعلى حسب المثال السابق يكون لدينا ٥٦ هجين. والآتي تحليل للتباين لهذه التراكيب الوراثية بعد تعديل البيانات في المثال السابق. (يستعان بجدول ٥ – ٨)

١- اختبار معنوية الاختلافات بين التراكيب الوراثية:

$$1\text{- } C.F = \frac{(20523.56)^2}{56 \times 4} = 1880430.8708$$

$$2\text{- Total } S.S = (88.66)^2 + (109.76)^2 + \ldots\ldots + (83.28)^2 - C.F = 118177.7853$$

$$3\text{- Treatments } S.S = (1/4)[348.04)^2 + (362.02)^2 + \ldots + (472.68)^2] - C.F$$
$$= 97256.4924$$

4- Replications S.S $= \frac{1}{50}[(5120.22)^2 + (5160.30)^2 + (4963.16)^2 + (5277.88)^2] - C.F = 707.8545$

5- Error S.S = Total S.S – Treatment S.S – Rep's S.S = 20013.4384

يمكن وضع هذه البيانات في جدول تحليل التباين التالي

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
Replications	3	907.855	302.618	2.493
Treatments	55	97256.492	1768.300	14.579**
Error	165	20013.438	121.294	
Total	223	118077.785		

وهذا يعني ان هناك فروق معنوية جدا بين الهجن (المعاملات)، لذا يجب تكملة تحليل التجربة للحصول على قيم مكونات القدرة على التالف.

٢- حساب القدرة على التالف:

لعمل ذلك لابد من وضع البيانات في جدول ذو اتجاهين كما يلي(٥ - ١١)

1- S.S due to gca $= \frac{1}{2(n-2)}[\Sigma(yi. + y.i)^2] - \frac{1}{n(n-2)}y^2..$

$= \frac{1}{2(8-2)}[(1281.725)^2 + (1262.945)^2 + ...+ (1142.445)^2]$

$- (5130.890)^2 = 553108.554$

جدول (٥ – ١١) ترتيب البيانات في اتجاهين والخاصة بالطريقة الثالثة

Parents	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	Total
P_1	—	87.010	90.505	114.945	120.290	68.550	107.64	52.64	641.580
P_2	80.690	—	111.575	88.170	99.93	73.265	97.64	85.65	636.920
P_3	102.230	104.555	—	100.645	94.285	100.885	111.54	117.735	731.875
P_4	119.115	89.310	102.675	—	85.285	105.795	64.45	46.855	613.485
P_5	111.290	102.890	88.265	83.390	—	84.15	81.935	94.82	646.740
P_6	68.835	71.295	99.575	108.665	87.965	—	121.610	53.74	611.685
P_7	109.265	87.820	108.445	57.650	78.75	115.67	—	125.27	682.870
P_8	48.720	83.145	115.400	46.740	93.32	60.24	118.17	—	565.735
Total (y.i)	640.145	626.025	716.440	600.205	639.825	608555	702.985	576.710	5130.89
Yi. + y.i	1281.725	1262.945	1444.315	1213.69	1306.656	1220.24	1385.855	1142.445	

2- S.S due to sca = $\frac{1}{2}\Sigma\Sigma(\text{yij}+\text{yji})^2\ \frac{1}{2(n-2)}-\Sigma(\text{yi.}+\text{y.i})^2+\frac{1}{(n-1)(n-2)}\text{y}^2.$

$= \frac{1}{2}[\ (87.010+80.690)^2+(90.505+102.230)^2+\ldots+(125.270+$

$118.170)^2\ ]-\frac{1}{12}[\ (1281.725)^2+(1262.945)^2+\ldots\ldots..(1142.445)^2\ ]+$

$\frac{1}{7x6}(5130.890)^2=25993.7489$

3- S.S due to reciprocals = $1/2\ \Sigma\Sigma(\text{yij}+\text{yji})^2$

$= 1/2\ [\ (87.010-80.690)^2+(90.505-102.230)^2+\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots+$

$(125.270-118.170)^2]\ =364.971$

4- S.S due to error (Mé) = S.S due to error (table)/ r

= 121.2936/4

= 30.3234

ويمكن وضع هذه النتائج في جدول تحليل التباين التالي:

S.O.V	D.F	S.S	M.S	E M S
gca	7	553108.554	Mg = 79015.508	$S^2e + 2S^2s + 2(n-2)S^2g$
sca	20	25993.749	Ms = 1299.687	$S^2e + 2S^2s$
Reciprocals	28	364.970	Mr = 13.035	$S^2e + 2S^2r$
Error	165		Mé = 30.323	S^2e

ويمكن حساب مكونات التباين وعمل التفسيرات اللازمة لها كما يلي مع الاستعانة بالجدول السابق

$$S^2g = \frac{1}{2(m-2)}(Mg - Ms) = 1/2\ (79015.508 - 1299.687) = 6476.327$$

$$S^2s = 1/2\ (Ms - Mé) = 1/2\ (1299.687 - 30.323) = 634.682$$

$$S^2r = 1/2\ (Mr - Mé) = 1/2\ (13.035 - 30.323) = -8.644$$

$$S^2e = Mé = 30.323$$

Where $S^2g = 1/2\ s_2A$, $S^2s = s^2D$

So, $S^2A = 1295.654$, $S^2D = 634.682$

٣- حساب تأثيرات القدرة العامة على التآلف:

$$gi = \frac{1}{2m(m-2)}[\, m\,(yi. + y.i) - 2y..\,]$$

$g1 = \frac{1}{96}[\,8\,(641.580$ [redacted] $640.145) - 2\,(5130.890)] = -0.083$

$g2 = \frac{1}{96}[\,8\,(1262.945)$ [redacted] $2\,(5130.890)\,] = -1.648$

وبالمثل يمكن ايجاد بقية القيم وهذه موضحة في الجدول التالي

٤- حساب تأثيرات القدرة الخاصة على التآلف:

$$Sij = 1/2\ (yij + yji) - \frac{1}{2(n-2)}\ (yi. + y.i + yj. + y.j) + \frac{1}{(n-1)(n-2)}\ y..$$

$$S_{12} = 1/2\ (y_{12} + y_{12}) - \frac{1}{12}(yi. + y.1 + y2. + y.2) + \frac{1}{42}y..$$

$$= \frac{1}{2}\ (87.010 + 80.690) - \frac{1}{12}\ (1281.725 + 1262.945) + \frac{1}{42}\ (5130.89)$$

$S_{12} = -4.034$

and

$$S_{13} = 1/2\ (90.505 + 102.230) - \frac{1}{12}(1281.725 + 1444.315) + \frac{1}{42}(5130.89)$$

$$= -6.631$$

وبالمثل يمكن ايجاد بقية القيم لهجن المتبقية

٥- حساب التاثيرات العكسية:

$r_{ij} = 1/2\ (y_{ij} - y_{ji})$

وهي نفس القيم المتحصل عليها في الطريقة الاولى لتاثيرات القدرة العامة والخاصة والعكسية موضحة في الجدول التالي:

Parents	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8
P_1	-0.108	4.034	-6.631	33.25	24.174	-17.64	9.327	-29.17
P_2	3.16	-1.65	6.63	6.326	11.456	-12.49	-3.548	60.112
P_3	-5.86	3.511	13.147	4.328	-13.79	0.448	-1.683	22.988
P_4	-2.09	0.57	-1.015	-5.753	2.511	26.567	-31.41	-27.38
P_5	4.5	-1.48	3.01	0.948	1.987	-2.346	-19.85	12.15
P_6	-0.14	0.985	0.655	1.435	1.908	-5.207	23.63	-17.74
P_7	0.813	4.91	1.548	3.4	1.593	2.97	8.594	33.195
P_8	1.96	1.253	1.168	0.058	0.75	3.25	3.55	-11.693

الأرقام الوسطية تمثل قيم تأثيرات القدرة العامة والأرقام العلوية لها تمثل قيم تأثيرات القدرة الخاصة والقيم السفلية تمثل التأثيرات العكسية.

ويتضح من خلال هذه البيانات ان:

١- **بالنسبة للقدرة العامة:** الاب الثالث والاب السابع يحوزان على اعلى القيم ولذا فيجب انتخابها للقدرة العامة لصفة المحصول.

٢- **بالنسبة للقدرة الخاصة:** الهجن ١×٤، ١×٥، ١×٩، ٢×٣، ٢×٤، ٢×٥، ٢×٨، ٣×٨، ٤×٦، ٥×٨، ٦×٧، ٧×٨ تحوز على اعلا القيم للقدرة الخاصة.

٣- **بالنسبة للتأثيرات العكسية:** فهي غير معنوية اصلا في جدول تحليل التباين السابقة وعليه فلا توجد فروق معنوية ما بين الهجن والهجن العكسية لها من ناحية التأثيرات.

٥- ٤ - ٤ الطريقة الرابعة: Method -4 :

تشمل هذه الطريقة كما أوضحنا على مجموعة واحدة من هجن الجيل الاول ويصبح لدينا ٢٨ هجين فقط . وعند تتبع المثال السابق وسوف نستغل بيانات الطريقة الثانية مع استثناء بيانات الاباء لتتبع تحليل هذه الطريقة. والآتي خطوات تحليل هذه الطريقة.

١- حساب معنوية الاختلافات بين المعاملات (التراكيب الوراثية):

$$1\text{- C.F} = \frac{(\text{grand Total})^2}{\text{number of alreswations}}$$

$$= \frac{(\text{Total of 28 crosses over all 4 replications})^2}{28 \times 4}$$

$$= (10347.24)^2 / 4 \times 28 = 955940.5737$$

2- Total S.S = $(88.66)^2 + (109.76)^2 + ... (112.46)^2 - C.F = 59980.5279$

3- Treatments S.S = $1/4 [(348.04)^2 + 362.02)^2 + ... (201.08)^2 - C.F$
$= 5924.6723$

4- Replications S.S = $1/28 [(2632.22)^2 + (2615.68)^2 + (2481.18)^2 + 2618.16)^2] - C.F = 537.0023$

5- Error S.S = Total S.S – T S.S. - Rep's S.S = 978.8543

ويمكن وضع هذه البيانات في جدول تحليل التباين التالي لتبيان مدى الاختلافات فيما بين الهجن تحت الاختبار

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
Replications	3	537.002	179.001	10492
Treatments	27	49724.672	1841.655	15.349**
Error	81	9718.854	119.986 (Me)	
Total	111	59980.528		

يتضح مما سبق ان الاختلافات بين التراكيب الوراثية معنوية جدا وهذا يعني انه يمكن تكملة التحليل لايجاد مكونات التباين الاخرى.

٢- حساب القدرة على التالف:

مثل اى طريقة سابقة لابد من إيجاد متوسطات القيم على أساس المكرارات الأربعة كما يلي وعلى هيئة جدول ذو اتجاهين (جدول ٥ – ١٢)

جدول (٥ – ١٢) ترتيب البيانات في الطريقة الرابعة .

Parents	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	Total
P_1		87.01	90.51	114.95	120.29	68.55	107.64	52.64	641.58
P_2			115.58	88.17	99.93	73.27	97.64	85.65	643.24
P_3				100.65	94.29	100.89	111.54	117.74	727.17
P_4					85.29	105.79	64.45	46.86	606.15
P_5						84.15	81.94	94.82	660.70
P_6							121.61	53.74	608.00
P_7								125.27	710.09
P_8									576.71
Total									2586.81

ويمكن من خلال هذا الجدول حساب مكونات التباين التالية

١ـ حساب مجموع مربعات القدرة على التآلف

1- S.S due to gca = $\frac{1}{n+2}\sum y^2 i. - \frac{4}{n(n-2)} y^2..$

$= 1/6 [(641.580)^2 + (643.243)^2 + ... + (576.705)^2] -$

$\frac{4}{48} (5286.810)^2 = 3128.85$

2- S.S due to s.c.a = $\sum \sum y^2 ij - \frac{1}{n-2} \sum y^2 i. + \frac{2}{(n-1)(n-2)} y^2..$

$= (87.010)^2 + (90.505)^2 + ... + (125.270)^2 - \frac{1}{b} [(641.580)^2 +$

$(643.243)^2 + ...+ (1253.270)^2] + \frac{2}{42} (2586.810)^2 = 9128.1894$

3- Error S.S = Me / 4 = Mé = 119.986 /4 = 29.996

ويمكن وضع النتائج السابقة في جدول تحليل التباين التالي

S.O.V	D.F	S.S	M.S	E (MS)
gca	7	3128.085	Mg = 446.986	$S^2e + S^2s + 2 (n - 2) S^2g$
sca	20	9128.189	Ms = 456.409	$S^2e + S^2s$
Error	81		Mé = 29.996	S^2e

٢ حساب مكونات التباين الوراثي وعمل التفسيرات اللازمة:

من الجدول السابق يتضح ان:

$S^2g = \frac{1}{n-2} (Mg - Ms) = 1/6 (446.869 - 456.409) = - 1.590$

$S^2g = 1/2 \ S^2A = - 3.180$

$S^2s = S = 426.413$

٣- حساب تاثيرات مكونات القدرة على التالف:

أ- القدرة العامة:

$$gi = \frac{1}{n(n-2)}[\,n\,yi. - 2y..\,]$$

$$g1 = \frac{1}{48}[\,8\,yi. - 2y..\,] - \frac{1}{48}[\,8\,(\,641.580\,) - 2(\,2586.810\,)] = -\,0.854$$

وبالمثل فان

$g2 = -\,0.576$

$g3 = 13.412$ $g4 = -6.760$ $g5 = 2.332$

$g6 = -6.451$ $g7 = 10.564$ $g8 = -11.666$

وهذه موضحة في الجدول التالي:

ب- القدرة الخاصة:

$$Sij = yij - \frac{1}{n-2}\,(\,yi. + y.j\,) + \frac{2}{(n-1)(n-2)}\,y..$$

$$S_{12} = y_{12} - \frac{1}{n-2}(\,y1. + y.2\,) + \frac{2}{7x6}\,y..$$

$$= 87.010 - \frac{1}{b}(\,641.580 + 643.243\,) + \frac{2}{42}(\,2586.810\,)$$

وبالمثل يمكن ايجاد بقية القيم لكل الهجن المشتركة وهذا ما يوضحه الجدول التالي.

Parents	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8
P_1	- .854	-3.945	-14.440	30.173	26.425	-16.365	6.541	-27.227
P_2		- .574	8.023	3.120	5.788	-12.093	-4.734	3.503
P_3			13.412	1.107	-13.865	1.538	-4.822	23.603
P_4				- 6.760	-2.673	26.620	-31.740	27.110
P_5					2.332	-4.117	-8.514	11.768
P_6						6.451	24.944	-19.512
P_7							10.564	34.986
P_8								1.666

باستعراض قيم تأثيرات القدرة العامة على التالف، يتضح أن الأب الثالث والسابع يحوزان على أعلى القيم وباستعراض قيم تأثيرات القدرة الخاصة على التالف يتضح ان الهجن الهجن ١×٤، ١×٥، ٣×٨، ٤×٨، ٥×٨، ٧×٨ تحوز على أعلا قيم هذه التأثيرات. وكل هذه الأباء والهجن يمكن الاستفادة بها في برامج تربية الذرة الشامية.

٤ـ حساب الأخطاء القياسية:

$$S.E(g1) = [(n-1)S^2é/n(n-2)]^{1/2} = 2.092$$

$$S.E(Sij) = [(n-2)S^2é/(n-2)]^{1/2} = 4.629$$

$$S.E(gi-gi) = [(2S^2é/(n-2)]^{1/2} = 3.162$$

$$S.E(sij-sik) = [2(n-3)S^2é/(n-2)]^{1/2} = 7.07$$

$$S.E(Sij-Skl) = [2(n-4)S^2é(n-2)]^{1/2} = 6.324$$

٥ـ٥ طريقة جاردنر وابرهارت لتحليل طريقة الهجن التبادلية

قدم جاردنر Gardner عام ١٩٦٧ الطريقة التحليلية الكاملة لة والخاصة بتحليل طريقة الهجن التبادلية dialel crosses. وقد سبق ان نشر مقالة أخرى عام ١٩٦٥ بهذا الخصوص ايضا حيث ناقش فيها بجانب التطبيقي الإحصائي الوراثي لهذه الطريقة التحليلية الخاصة به، ثم قدم أخيرا عام ١٩٦٦، بالاشتراك مع ابرهارت Eberhart تحليلا وتفسيرا لطريقة الهجن التبادلية الصنفية The variety cross diallel وعلاقة ذلك بالعشائر populations ويوضح جدول (٥ – ١٣) شكل ترتيب البيانات عندما تكون الآباء وجانب واحد من الهجن (مجموعة واحدة من F_1 مشتركة في التحليل).

جدول(٥ – ١٣) الشكل العام لطريقة الهجن التبادلية بطريقة جاردنر باشتراك الآباء ومجموعة

الآباء(j)	1	2	j`.... n	Row Total	Hybrid Total	Hybrid Mean
				yj`	yh`	yhi
1	Y11	Y12	Y1j`..... Y1n	Y1.	Y1. – y11	y`1.
2	Y21	Y22	Y2j`.... Y2n	Y2.	Y2. – y22	y`2.
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
j	Yj1	Yj2	Yij`.... Yjn	Yj.	Yj. – yij	Y`j.
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
n	Yn1	Ym2	ynj .... Ynn	Yn.	Yn. – yn	y`n.

* y12 = y21 ..... etc .....

ويوضح جدول (٥ – ١٤) مكونات تحليل التباين لهذه الطريقة ومدى اختلافها عن طريق جريفنج السابقة

جدول (٥ – ١٤) مكونات تحليل التباين بطريقة جاردنتز وابرهات.

S.O.V	d.f	S.S	M.S
Populations	[n (n + 1)/2] – 1	St	Mt
Varieties (vi)	n – 1	Sv	Mv
Heterosis (hij)	n (n – 1)/2	Sh	Mh
Average heterosis (h`)	1	Sh`	Mh`
Variety heterosis (hj)	n – 1	Svh	Mvh
Specific Heterosis (sij`)	n (n – 3)/2	Ss	Ms

ويوضح الجدول التالي الشكل العام بطريقة التلقيح او التهجين التبادلي لقيمة قوة الهجين heterosis

parents	1	2	j`....... m	Row total (hj)
1		Y12	hij`........ h1n	h1.
2	Y21*	——	h2j`........ h2n	h2.
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
j	hj1	hj2	hjj`......... hjn	hj.
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
n	Yn`	hn2	hnj .... hnn	hn.

مما سبق يتضح ان القدرة العامة على التالف gca والقدرة الخاصة على التالف sca عند جريفنج Griffing يعبر عنها هنا بطريقة Gardner (variety heterosis و Specific heterosis)

٥-٥- ١ كيفية حساب بعض القياسات او التقديرات وبعض الثوابت ومكونات تحليل البيانات.

١- متوسط محصول أي اب او أي هجين:

$$Yjj` = mv + 1/2\ ( vj + vj`) + \theta\ hjj`$$

حيث ان mv هي متوسط الاباء الصنفية

Vi, vj` تاثيرات الاصناف

hjj` تاثير قوة الهجين الناتجة عن تهجين الصنفين j ، j`

٢- قوة الهجين:

$$hjj` = h` + hj + hj` + sjj`$$

حيث ان h` متوسط قوة الهجين

hj , hj` هي قوة هجين الصنف

sjj` هي قوة الهجين الخاصة specific.h عند تهجين الصنف j مع j` وعندما تكون j = j` فان θ تساوي صفر وعندما j ≠ j فان θ = واحد.

٣- هناك بعض المدلولات التي سوف تستخدم فيما بعد وهذه يستحسن شرحها كالآتي:

أ- Yjj` هي متوسط الاب عندما j = j` ومتوسط الهجين عندما j ≠ j`

ب- $yv = \sum_{j=1}^{m}$ وهي مجموع كل الاباء الصنفية في diagomal terms

جـ- $YH = \sum_{j<j`} Yjj`$ وهي مجموع كل الهجن (القيم في اعلا الـ diagonal)

د- $y.. = \sum_{j<j`} Yjj` = YV + YH$ = المجموع الكلي

هـ- $Yj. = \sum_{j`=1} Yjj`$ = مجموع الصف بالنسبة لكل صنف (الاب الصنفي + الهجن)

و- $Yh. = \sum_{\neq j} Yjj` = Yj. - Yjj$ = مجموع كل الهجن المشتركة في الاب h.

ز- $yh. = \frac{yh.}{m}$ وهي متوسط كل الهجن للصنف h.

٤- تقدير بعض الثوابت:

أ- μ' v = متوسط كل الاباء،

$\overline{Y}\ v = Yv/n$

ب- Vj تاثير الصنف (j)

$\overline{V}\ j = Yjj - \overline{Y}\ V$

جـ- hjj` تاثير قوة الهجين

$\hat{h}jj` = Yjj` - 1/2\ (Yjj - Yjj`)$

$$= \hat{h}` + \hat{h}j + \hat{h}\, j` + \hat{s}\, jj`$$

٥- تقديرات $\hat{h}jj`$:

وهذة تشتمل على المكونات التالية:

أ- $h`$ وهي متوسط قوة الهجين وهي تساوي = متوسط كل الهجن – متوسط كل الاباء اي ان

$$h` = 2/n(n-1)\sum_{j<j`} Yjj` - 1/n \sum_{j=1}^{n} Yhh = Y\bar{H} - Y\bar{V}$$

ب- قوة هجين الصنف Variety heterosis (hj)

$$Hi = (n-1)/(n-2)(\overline{Yh.} - \overline{YH}) - 1/2\ (\overline{Yjj} - \overline{Yv})$$

جـ- قوة الهجين الخاصة Specific het. (Sij)

$$(Sij`) = Yjj` + n(n-2)\overline{YH} - (n-1)/(n-2)(\overline{Yh.} - \overline{Yh.})$$

٦- حساب مكونات التباين الوراثي:

٦-١ حساب معامل التصحيح (C.f)

$$C = 2/n(n+1)(\sum_{j<j`} Yjj`)^2$$

٦-٢ حساب مجموع مربعات الانحرافات الكلية (St)

$$St = \sum_{j<j`} Y^2jj` - C$$

٦ – ٣ حساب مجموع انحرافات الصنف (Sv)

$$Sv = 1/n+2\left[\sum_{j=1}^{n} (Yj. + Yjj)^2 - 4/n\,.\,Y..^2\right]$$

حيث ان $Yj.$ هي مجموع الصف لكل صنف (اب) أي (الصنف + الهجن)

Yjj متوسط الاب (الصف).

٦-٤ حساب مجموع مربعات انحرافات قوة الهجين Sh (Heterosis)

$$Sh = \sum_{j<j`} Y^2jj` - 1/n+2\sum_{j=1}^{n}(Yj. + Yjj)^2 + 2/(n+1)(n+2) \times (\sum_{j<j`} Yjj`)^2$$

وهذه تقسم الى: $Sh = sh` + svh + Ss$

٥-٦ حساب مجموع مربعات متوسط قوة الهجين (Sh`) (Average teterosis)

$$Sh` = 1/n \left(\sum_{j=1}^{n} Yjj\right)^2 + 2/n(n-1)\left(\sum_{j<j`} Yjj`\right)^2 - 2/n(n+1) \times \left(\sum_{j<j`} Yjj`\right)^2$$

$$= Y^2/n + 2\,YH^2/n(n-1) - 2Y^2../n(n+1)$$

٦-٦ حساب مجموع مربعات قوة هجين الصنف (Variety tetrosis)

$$Svh = 1/(n-2)\sum_{h=1}^{n} Yh.2 - 4/n(n-2)\,YH2 + \sum_{j=1}^{m} Yjj2 - 1/n$$

$$\left(\sum_{j=1}^{m} Yjj\right)2 - Sv$$

٧-٦ حساب مجموع مربعات قوة الهجين الخاصة Specific heterosis

$$Ss = Sh - Sh` - Svh$$

ويمكن حساب المكونين ٦ – ٦ ، ٦ – ٧ مباشرة من قوة الهجين الموجودة في الجدول السابق كما يلي:

$$h.. = \sum_{j<j`} hjj` = 1/2 \sum_{j=1}^{m} h.j.$$

وعليه فان قوة هجين الصنف Var. het. تساوي

$$Svh = 1/2\left[1/n-2 \sum_{j=1}^{n} h^2j. - 4/n(n-2)\,h^2..\right]$$

وان قوة الهجين الخاصة تساوي

$$Ss = \sum_{j<j`} h^2jj - 1/(n-2)\sum_{j=1}^{n} h^2j` - 2/n(n-1,))\,n-2)\,h^2..$$

٥-٥-١ مثال تحليلي عددي لطريقة جاردنر:

يوضح جدول (٥ – ١٥) متوسط نتائج اختبار الاباء والهجن الناتجة من اتجاه واحد ويوضح الجدول ايضا مجموع كل صف ومجموع ومتوسط كل الهجن المشتركة في اب واحد.

جدول ٥ – ١٥ متوسط محصول الحبوب (quintal / hectar) لستةاباء صنفيه والهجن الناتجة منها.

Parents	1	2	3	4	5	6	Row Total $\overline{Yj}.$	Hybrid Total $\overline{Yh}.$ **	Hybrid mean $\overline{Yh}.$
1	57.12	62.01	57.18	59.82	58.69	63.21	358.02	300.91	60.18
2		57.56	58.19	60.95	59.06	66.16	363.92	306.37	61.27
3			55.17	53.58	57.95	64.84	356.45	301.69	60.26
4				60.63	59.88	64.46	369.32	308.69	61.74
5					59.31	63.77	356.20	298.90	59.78
6						60.38	382.82	322.43	64.49
Total								2186.74	1838.57

* محولة من بوشل / ايكر الى كونتل / هكتار بضرب الرقم الأصلي × 0.627664185

يلي ذلك حسب الكميات التالية:

$$1-\ Yv = \sum_{j=1}^{6} Yjj = 57.118 + 57.557 + 55.172 + \ldots + 60.633 + 57.306 + 60.382 = 348.168$$

$$2-\ \overline{Y}v = 348.168 / 6 = 58.028$$

$$3-\ YH = \sum_{j<j'} Yjj' = 62.014 + 57.181 + 58.185 + \ldots + 63.771 = 919.286$$

4- $\overline{Y}H = 919.286 / 15 = 61.285$

5- $Y.. = YV + YH = 348.168 + 919.286 = 1267.454$

وللحصول على تقديرات الثوابت فان البيانات في الجدول السابق سوف تستخدم مع الحسابات السابقة في المعادلات التي أشرنا إليها مسبقا على حسب كل حالة وبهذه الصورة

1- Mean of the parent متوسط الأباء

$m = \overline{Y}v = 58.028$

2- Variety effect تأثير الصنف

$\overline{V}j = Yjj - \overline{Y}v$, $\overline{V}1 = Y11 - \overline{Y}V = 57.118 - 58.028 = -0.910$

$\overline{V}2 = 57.557 - 58.028 = -0.471$

$\overline{V}3 = -2.856$, $V4 = 2.605$

$\overline{V}5 = -0.722$, $V6 = 2.345$

ومن هذه القيم يتضح أن أعلا قيمة هي للأباء الرابع والسادس. ولابد أن يكون هذا المجموع مساويا للصفة.

2- Heterosis effect

تأثيرات قوة الهجين .

$\hat{h}jj` = Yjj` - 1/2 (Yjj - Yj`j`)$

$\hat{h}_{12} = Y_{12} - 1/2 (Y_{11} - T_{22})$

$= 62.014 - 1/2 (57.118 + 57.557) = 4.6765$

$\hat{h}_{13} = 57.181 - 1/2 (57.118 + 55.172) = 1.0360$

$\hat{h}_{14} = 59.817 - 1/2 (57.118 + 60.633) = 0.9415$

و هكذا لبقية القيم

3- Average heterosis متوسط قوة الهجين

$\hat{h}` = \overline{Y}H - \overline{Y}V$

$= 61.285 - 58.028 = 3.5773$

وأيضا من:

$$\hat{h}` = 1/15 \sum_{j<j`} hjj` = 48.866/15 = 3.257733$$

ويمكن وضع نتائج الخطوة الثالثة والرابعة في الجدول التالي:

Parents	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	Row total
P1		4.6765	1.0360	0.9415	1.4750	4.4560	12.585
2			1.8205	1.8250	1.6325	7.1865	17.168
3				5.6805	1.2560	7.0610	16.854
4					0.9105	3.9545	13.339
5						4.9270	10.201
6							27.585
Total							97.732

$$\sum hjj` = 1/2\,(97.732) = 48.866$$

4- variety heterosis ($\hat{h}i$) قوة هجين الصنف

$= (m-1)/(m-2).\,(\bar{Y}h. - \bar{Y}H) - 1/2\ (Yjj - \bar{Y}V)$

$\hat{h}1 = 5/4\,(60.181 - 61.285) - 1/2\,(57.118 - 58.028) = -0.925916$

$\hat{h}2 = 5/4\,(61.2732 - 61.28733) - 1/2(57.557 - 58.028) = 0.219834$

$\hat{h}3 = 0.141334$, $\hat{h}5 = -0.737416$ وهكذا لبقية القيم

$\hat{h}5 = -1.521916$, $\hat{h}6 = 2.824084$

ولابد وان يكون المجموع الكلي مساويا للصفر $\sum \hat{h}j = 0$

5- specific heterosis ($\hat{S}ij`$) قوة الهجين الخاصة

$Sjj` = Yjj` + m\,(m-2)\,\bar{Y}H - (m-1)/(m-2).\,(\bar{Y}h. + \bar{Y}h.)$

$S_{12} = Y_{12} + 6/4\,\bar{Y}H - 5/4\,(60.181 + 61.2732)$

$S_{12} = 62.014 + 6/4\,(61.285733) - 5/4\,(60.181 + 61.2732) = 2.1248$

$S13 = 57.181 + 6/4\,(61.285733) - 5/4\,(60.181 + 60.2564) = -1.43715$

وهكذا لبقية القيم

ويمكن رصد نتائج الخطوة الخامسة والسادسة في جدول ذو اتجاهين بهذه الصورة (جدول ٥ - ١٦) مع ملاحظة ان المجموع الكلي لابد وان يساوي صفرا.

جدول (٥ – ١٦) قيم قوة الهجين الخاصة specific h. في الاتجاهين وقوة هجين الصنف Variety het. في الوسط.

Parents	P1	P2	P3	P4	P5	P6	Σ
P1	-0.93	2.12	-1.44	-0.65	0.67	-0.69	0.00
P2	2.12	0.22	-1.79	-0.88	-0.32	0.88	0.00
P3	-1.44	-1.79	0.14	3.02	-0.62	0.84	0.00
P4	- 0.65	-0.88	3.02	-0.74	-0.09	-1.39	0.00
P5	0.67	-0.32	-0.62	-0.09	-1.52	0.37	0.00
P6	-0.69	0.88	-0.84	-1.39	0.37	2.82	0.00
Σ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	

مع مراعاة التقريب في كل الحالات السابقة.

ولحساب مجموع مربعات الانحرافات لحساب قيم التباين تستخدم المعادلات من ٦ – ١ الى ٦ – ٧ كالآتي:

١- حساب معامل التصحيح C.F :-

$$C.F = (57.118 + 62.014 + 57.557 + \ldots + 60.382)^2 / 21 = 76497.125$$

٢- حساب مجموع مربعات الانحرافات الكلية:

$$St = (57.118)^2 + (62.014)^2 + \ldots (60.382)^2 - cf =$$

$$= 76.683.5338 - c.f = 186.4080$$

٣- حساب مجموعات مربعات الانحرافات للاباء (الاصناف)

$$Sv = \frac{1}{6+2}[\, 1.071 \times 697.980 - (4/6)(1267.54)\,]^2 = 92.2774$$

٤- حساب مجموع مربعات الانحرافات لقوة الهجين (Sh)

$$Sh\ (\ heterosis\ ) = 76.6835338 - (1/8)\ (\ 1.071.697.980\ ) + \frac{2}{(6+1)(6+2)}$$

$$(\ 1.606.439.642\ ) = 94.1307$$

٥- حساب مجموع مربعات الانحرافات لمتوسط قوة الهجين (Sh`) Average heterosis

$$Sh` = (\ 348.168\ )^2 + (\ 919.286\ )^2 / 15 - C.f = 45.4836$$

٦- حساب مجموع مربعات الانحرافات لقوة هجين الصنف variety heterosis (Svh)

$$Svh = 1/\ [(\ 6 - 2\ )\ (\ 563\times766\times1433\ )] - 4/6\ (\ 6 - 2\ )\ (\ 845\times086\times7498\ )$$
$$+ (\ 20\times225\times54480) - (20\times203\times4927) - Sv = 23.5221$$

٧- حساب مجموع مربعات الانحرافات لقوة الهجين الخاصة (Ss) specific heterosis

$$Ss = 94.1307 - 45.4836 - 23221 = 25.1250$$

ولعمل تاكيد لذلك:

$$Svh = 1/2\ \ [\ 1/(\ 6 - 2\ )\ (\ 1780./0/3/2\ ) - 4/6\ (\ 6 - 2\ )\ (\ 2387.885965\ )]$$
$$= 23.5222$$

$$Ss = 231.361461 - 1/6 + (\ 6 - 2\ )\ (\ 1780./0/3/2\ ) + 2/\ (\ 6 - 1\ )\ (\ 6 - 2\ )$$
$$(\ 2387.885956\ ) = 25/249$$

ويمكن وضع كل النتائج السابقة والمتحصل عليها في جدول تحليل التباين التالي:

S.O.V	d.f	S.S	M.S	F
Total	20	186.40	9.32	3.33
Varieties (vi)	5	92.28	18.46	60.60
Heterosis (hjj`)	15	94.13	6.28	2.24
Average het. (h`)	1	45.48	45.48	16.26
Variety het. (hj)	5	23.52	4.70	1.68
Spwcific het. (Sij`)	9	25.13	2.79	1.00
Error *	60		2.79	

* منقولة مباشرة من جدول (١) من جاردنر وابرهارت عام ١٩٦٦

في النهاية يمكننا القول بان Gradner اوضح بان هذا التحليل يطابق Griffing Model I Method -2 ، وان مجموع مربعات الانحرافات الراجعة الى sca عند Griffing تماثل heterosis hij` والتي يمكن ان تقسم الى Average heterosis ، specific het. ، variety heterosis وهو في هذا الصدد يتفق مع Haymen عام ١٩٥٤.

ايضا يتضح ان في موديل Gardner, Eberhart ، قيمة الثوابت constants سوف تتغير عما في موديل Griffing ويعتقد بان الثوابت في الموديل الاول اكثر مرونة واكثر ملائمة في مجال التطبيق العملي لعلم تربية النبات، حيث يوجد في موديل جريفنج مفاهيم غير منطقية مثل القدرة الخاصة للاب. S.c.a of parents

٥ ـ٦طريقة الهجن التبادلية الجزئية Partial Diallel

كما اوضحنا مسبقا انة بزيادة عدد السلالات الأبوية المشتركة في عمل مجموعة من الهجن التبادلية الكاملة يزداد عدد الهجن للحد الذي يصبح هذا مؤثرا على قيمة الخطأ نفسه ، وبالتالي تتاثر دقة النتائج ومن هنا كانت الفكرة الاساسية لاستخدام الهجن التبادلية الجزئية والتي نحن بصددها الان وهي استخدام عدد كبير من السلالات مع اجراء عينة من الهجن sampling of crosses مع عدم تاثر المعلومات المتاحة فيما لو تم اجراء الطريقة الكاملة للهجن التبادلية. وهناك عدة اقتراحات من قبل كل من

Kempthone and Curnow 1961,
Hinkelman and Ftern 1960, Fyfe and Gilbert 1963 and Hinkelmann 1965 et al.

ونود ان نشير الى ان هناك عدة تجارب قد أوضحت بان معامل الارتباط ما بين الطريقة الجزئية والكلية قد بلغت نحو 0.9 and 0.8 مما يثبت او يوضح بانه بالإمكان استخدام الطريقة الجزئية بدون خوف من فقد كثير من المعلومات عن العشيرة تحت الدراسة.

وقد اوضح كل من Kempthorne, Curnow عام ١٩٦١ بان عدد الهجن الناتجة من عدد m من السلالات في هذه الطريقة يمكن ان يكون بمقدار (ns/2) حيث ان n عدد الاباء المشتركة، S هي عدد الهجن في كل صف بحيث (S) تكون اقل من (n - 1) ولايمكن ان تكون كل من n و s زوجية او فردية معا. وقد اوضح كثير من الباحثين ان هناك انحرافات في التقديرات الناتجة بهذه الطريقة فيما لو

كانت (S) اقل من n/2 وهذا ما أوضحه كل من Murty واخرين عام ١٩٦٦، Chaudhary واخرين ١٩٧٧.

١- طريقة ايجاد الهجن او تحديدها:

تعتمد طريقة تحديد الهجن على المقدار(k) والذي يساوي

$K = n + 1 - s/2$

وبعد ترتيب السلالات رقميا فيمكن بعد ذلك ايجاد الهجن بهذه الطريقة

Line 1× K + 1 , K+ 2 , ... , K + S

Line 2 × K + 2 , K+ 3 , ... , K + 1 + S

Line i × k + i , k + i + 1, ... , k + i − 1 + S

Line n × k + n, K + n + 1 , ... , K + n − 1 + 8

<u>مثال:</u> دعنا نفترض ان عدد السلالات المشتركة n هو ٨ سلالات. او حجم العينة او عدد الهجن في الصف او متوسطات كل سلالة تكون مشتركة في الهجن (S) تساوي ثلاثة. فان عدد الهجن المفروض ايجادها وتحديدها هي 12 = 8 x 3 /2 هجين.

وحيث أن k = (8 + 1 - 3) / 2 = 3 فان الهجن المفروض إيجادها هي:

1 ×(3 + 1) = 1 × 4	(3 + 2) = 1 × 5	1 ×(3 + 3) = 1 × 6
2 × (3 + 2) = 2 × 5	(3 + 3) = 2 × 6	2 × (3 + 1 + 3) = 2 × 7
3×(3 + 3) = 3 × 6	(3 + 3 +) = 3 × 7	3 × (3 + 3 − 1 + 3) = 3 × 8
4 × (3 + 4) = 4 × 7	(3 + 4 + 1) = 4 × 8	4 × (3 + 4 − 1 + 3) = 4 × 9
5 × (3 + 5) = 5 × 8		

الهجن (٩ × ٤) فيها الرقم ٩ يزيد عن القيمة (٨) وكذلك الهجن ٥ × ٩ ، ٥ × ١٠، ٦ × ٩ ، ٦ × ٩ ولذا فهي تستثنى abandoned . ويوضح الجدول التالي الاثنى عشر هجينا التي وقع الاختيار عليها حسب القواعد السابقة (جدول ٥ ـ ١٧)

وسوف نعرض هنا نتائج هذه الهجن (الاثنى عشر) التي اختيرت لتمثل الهجن وكذلك سنتعرض كيفية تحليل هذه البيانات (جدول ٥ – ١٨).

جدول ٥ – ١٧ مجموعة الهجن التي اختيرت لتمثل الهجن التبادلية مع ثمانية اباء وعدد مرات ظهور الاب = ٣

Parents	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8
P_1				X	X	X		
P_2					X	X	X	
P_3						X	X	X
P_4							X	X
P_5								X
P_6								
P_7								
P_8								

جدول ٥ – ١٨ البيانات الاساسية لصفة المحصول في تجربة الهجن التبادلية الجزئية

Crosses	R1	R2	R3	R4	Total	Mean
1×4	128.10	128.84	92.56	115.28	459.78	114.50
1×5	128.36	119.84	103.24	129.72	481.16	120.29
1×6	74.40	70.86	60.94	68.00	274.20	68.55
2×5	91.52	113.96	87.26	106.98	399.72	99.93
2×6	59.06	65.62	81.62	86.76	293.06	73.27
2×7	84.16	109.74	102.14	94.52	390.56	97.64
3×6	109.86	98.16	93.26	102.26	403.54	100.89
3×7	117.20	100.28	116.16	112.52	446.16	111.54
3×8	109.68	116.48	123.92	120.86	740.94	117.74
4×7	53.40	60.86	74.46	69.08	257.80	64.45
4×8	53.86	48.30	40.64	44.62	187.42	46.86
5×8	86.62	94.18	90:32	108.16	379.28	94.82
Total	1096.22	1122.12	1066.52	1158.76	4443.62	1110.91

٢- اختبار الاختلافات بين التراكيب الوراثية:

$$1\text{- Correction factor} = \frac{(\text{Grand Total})^2}{\text{Number of observation}}$$

$$= \frac{(4443.62)^2}{4\times12} = 411.336.64$$

2- Total S.S $= (128.10)^2 + (128.36)^2 + \ldots\ldots + (108.16)^2 - cf = 28690.83$

3- Replication S.S $= \frac{1}{12}[(1096.22)^2 + \ldots\ldots + (1158.76)^2] - cf = 383.46$

4- Treatment S.S $= 1/4\ [459.78)^2 + \ldots\ldots + (379.28)^2] - c.f = 34985.90$

5- Error S.S = Total S.S – T'ts S.S – Rep's S.S = 3321.47

ويمكن وضع هذه النتائج في جدول تحليل التباين التالي

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
Replications	3	383.46	127.820	1.269
Treatments	11	24983.90	2271.445	22.568**
Error	33	3321.47	100.651	
Total	47	28690.83		

وواضح بان الاختلافات بين المعاملات معنوية جداء اذن يمكن تكملة التحليل.

٣- تحليل قدرة التالف او الائتلاف:

تشتمل هذه الخطوة على عدة خطوات متتالية كما يلي:

أ- عمل المحددة Matrix او المصفوفة التالية: وهذه كما يلاحظ يكون الخط الوسطي فيها diagonal يساوي k او (٣) وعلى ان تاخذ قيمة الهجن التي حددناها رقم (١) والاخرى التي لم تختار تاخذ القيمـــــــة (صفر) ويكون الشكل العام لهذه المحددة بهذه الصورة :

$$A = 1 \begin{pmatrix} 3 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 3 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 3 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 3 \end{pmatrix}$$

ولابد من الحصول على مقلوب هذه المحددة (يمكن الرجوع لاي مرجع إحصائي خاص بذلك لاتمام الحسابات فيما بعد) .

(ب) حساب مجموع مجموعة الهجن المختارة والمصححة:

Corrected sum of sampled crosses

ويتم ذلك بطريقتين أساسيتين هما:

١ - الطريقة الأولى: وتتم بهذه الصورة

1- Correction factor $= \frac{2 \times G}{ns}$ **حيث ان :**

G = المتوسط العام = 1110.905

n = عدد السلالات المشتركة = 8

S عدد مرات ظهور الأب في الصف = 3

اذن معامل التصحيح يساوي : C.F = 2x 1110.905 / 8×8 = 92.575

ويطرح معامل التصحيح هذا من كل القيم الواردة في جدول البيانات الأصلية السابق (جدول ٥ ـ ١٨) لنحصل على القيم المصححة والواردة في الجدول التالي (جدول ٥ ـ ١٩).

جدول ٥ ـ ١٩ المتوسطات المصححة للهجن.

Cross	Uncorrected mean	Corrected mean = uncorrected mean – c.f
1x4	114.945	22.370
1x5	120.290	27.715
1x6	68.550	- 24.025
2x5	99.930	7.355
2x6	73.265	-19.310
2x7	97.640	5.065
3x6	100.885	8.310
3x7	111.540	18.965
3x8	117.735	25.160
4x7	64.450	28.125
4x8	46.855	-45.720
5x8	94.820	2.245

Check: Sum of corrected mean = 117.185 – 117.185 = 0

وبيانات هذا الجدول سوف تستغل لحساب قيمة (Qi) وهي مجموع القيم المصممة المشترك فيها أب واحد مع بقية الأباء الأخرى كما هو موضح في هذا الجدول التالي (جدول ٥ ـ ٢٠)

جدول ٥ – ٢٠ قيم Qi

Parent	Crossed with parents	Sum of their corrected means	ai
1	4,5,6	22.370 + 27.715 – 24.025	26.060
2	5,6,7	7.355 – 19.310 + 5.065	-6.890
3	6,7,8	8.310 + 18.965 + 25.160	52.435
4	7,8,1	-28.125 – 45.720 + 22.370	- 51.465
5	8,1,2	2.245 + 27.715 + 7.355	37.315
6	1,2,3	- 24.025 + 8.310 – 19.310	-35.025
7	2,3,4	5.065 + 18.965 – 28.125	- 4.095
8	3,4,5	25.160 – 45.720 + 2.245	- 18.315

Check: Sum of Qi = 115.810 – 115.800 = zero

٢- الطريقة الثانية: هذه الطريقة الغرض منها الحصول ايضا على قيمة (Qi) كما يلي:

$$\text{Correction factor} = \frac{2 \times G}{n} = \frac{2 \times 1110.905}{8} = 277.726$$

وهذه القيمة تطرح من المجموع الكلي لا كل اب مشترك مع الآباء الأخرى لانتاج الهجن التي حددت فيما سبق بهذه الصورة وكما موضح في الجدول التالى

Parent	Crosses With parent	Sum of uncorrected crosses = Si	Qi = Si – C.F
1	4,5,6	114.945 + 120.290 + 680.550 = 303.785	26.059
2	5,6,7	99.930 + 73.265 + 97.640 = 270.835	- 6.891
3	6,7,8	100.885 + 111.550 + 117.735 = 330.150	52.434
4	7,8,1	64.450 + 46.855 + 114.945 = 226.253	- 51.476
5	8,1,2	94.820 + 120.290 + 99.930 = 315.040	37.314
6	1,2,3	68.550 + 73.265 + 100.885 = 242.700	- 35.026
7	2,3,4	97.640 + 111.540 + 64.450 = 273.630	- 4.096
8	3,4,5	117.735 + 46.855 + 94.820 = 259.410	- 18.316

Check: sum of a = 115.807 – 115.805 = zero

(جـ) تقدير تاثيرات القدرة العامة على التالف:

بحل المحددة السابقة بعد تكوينها وإيجاد مقلوبها، يمكن ايجاد تاثيرات القدرة العامة على التالف على النحو التالي:

$$A.G = Q$$

$$G = A^{-1} Q$$

حيث ان A^{-1} = مقلوب المحددة A السابقة

Q = العمود المصحح لمجا بيع الهجن المصححة

G = عمود الخاص بتاثيرات القدرة ألعامة على التالف

اذن الفرق الان الحصول على القيم الخاصة بـ G_i ، خيث ان :

$$\begin{pmatrix} G1 \\ G2 \\ G3 \\ G4 \\ G5 \\ G6 \\ G7 \\ G8 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.646 & 0.208 & 0.021 & 0.292 & 0.354 & -0.292 & 0.021 & 0.208 \\ 0.208 & 0.646 & 0.208 & 0.021 & -0.292 & -0.354 & 0.292 & 0.021 \\ 0.021 & 0.208 & 0.646 & 0.208 & 0.021 & 0.292 & 0.354 & -.292 \\ 0.292 & 0.021 & 0.208 & 0.646 & 0.208 & 0.021 & -0.292 & -0.354 \\ -0.354 & -0.292 & 0.021 & 0.208 & 0.646 & 0,208 & 0.021 & -0.292 \\ -0.292 & -0.354 & -0.292 & 0.021 & 0.208 & 0.646 & 0.208 & 0.021 \\ 0.021 & -0.292 & -0.354 & -0.292 & 0.021 & 0.208 & 0.646 & 0.208 \\ 0.208 & 0.021 & -0.292 & -0.354 & -0.292 & 0.021 & 0.208 & 0.646 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 26.059 \\ -6.891 \\ 52.434 \\ -51.476 \\ 37.314 \\ 35.026 \\ -4.096 \\ 18.316 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 24.600 \\ 13.165 \\ 40.033 \\ -15.340 \\ 5.207 \\ 37.608 \\ -13.985 \\ -16.072 \end{pmatrix}$$

G $\qquad$ A^{-1} $\qquad$ Qi $\qquad$ gca

وكمثال على ذلك:

$$G1 = (0.646)(26.059) + (0.208)(-6.891) + (0.021)(52.434) + \ldots.. + (0.208)(-18.316) = 24.600$$

وكذلك

$$G8 = (0.208)(26.059) + (0.021)(-6.8912) + (0.292)(52.434) + \ldots.. + (0.646)(-18.316) = -16.072$$

وهذه موضحة في المحددة السابقة الى أقصى اليمين.

د- تقدير تباين القدرة العامة والخاصة على التالف:

1- S.S due to gca = $r \sum G_i Q_i$

حيث ان (r) عدد المكررات

اذن:

$$S.S \text{ due to gca} = 4 [(24.600)(26.059) + (13.165)(-6.891) + (40.033)(52.434) + \ldots..+ (-16.072)(-18.316) = 21208.971$$

2- S.S due to sca = Treatment S.S – S.S due to gca

$$= 24985.900 - 21208.971 = 3776.429$$

ويمكن وضع النتائج السابقة في جدول تحليل التباين التالي:

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F	E (M .S)
Replications	(r – 1) = 3	383.460	127.820	1.27	
Treatments	[ns /2) –1] = 11	24985.900	2271.445	22.57	
Gca	(n – 1) = 7	21208.971	3029.853	30.10	$S^2 + rS^2s + [rS (n - 2)/ (n – 1) S^2g$
Sca	(n [(s/2) – 1] = 4	3776.292	944.232	9.38	$S^2 + rS^2s$
Error (Me)	[(r – 1) (ns/2) – 1 = 33	3321.470	100.651		S^2
Total	(rns /2) – 1 = 47	28690.830			

ويمكن من الجدول السابق الحصول على قيمة مكونات التباين بهذه الصورة

$$S^2g = (Mg – Ms) / [rs (m – 2) / (m - 1)]$$

$$= 3029.853 - 944.232 / [(4 x 3) (8 – 2) / (8 – 1)] = 202.768$$

$$S^2s = (Ms – Mr) / r = ¼ (944.232 – 100.651) = 210.895$$

$$S^2e = Me = 100.651$$

$$S^2A = 2S^2g = 2 (202.768) = 405.536$$

$$S^2D = S^2S = 210.895$$

والاخطاء القياسية للقدرة العامة هي كما يلي:

$$\text{Average variance } (gi – gj) = 2 [na^0/n -1 – 1/2S(n – 1)] [S^2 s + (S^2 e /r)]$$

وحيث ان $a^0 = 0.6458$ وهى القيمة الوسطية فى مقلوب المحددة او المصفوفة السابقة

اذن :

$$\text{Average variance} = 2 [((8× 0.6458)/ 7) – (1/ (2× 3× 7))] [210.890 + (100.651/4)]$$

$$= 337.225$$

$$S.E (gi – gi) = (\text{Average variance})^{1/2}$$

$$= (337.225)^{1/2} = 18.363$$

٥- ٧ طريقة الهجن التبادلية عند تواجد التربية الداخلية الجزئية والتفاعل مع البيئة:

The modified diallel table with partial inbreeding and interactions with environment.

أوضحنا فيما سبق أن معامل التربية الداخلية تتراوح ما بين صفر في حالة التلقيح العشوائي وواحد في حالة السلالات النقية. وان التربية الداخلية والتكرار الجينى مستقلين عن بعضهما البعض تماما Completely impendent . فالتربية الداخلية تعني تغير العلاقة ما بين أزواج الاليلات اما التكرار الجيني يكون نسبة كل اليل في العشيرة ،.وقد عبر كل من Kempthrone عامي ١٩٥٤ ، ١٩٥٥، cockerham عام ١٩٥٤ عن التباين بين متوسطات العائلة بهذه الصورة والمقصود بالعائلة هنا هو العائلة الشقيقة Full – sib family على هيئة تغاير Covariance:

$$Cov\ Fs = \left(\frac{1+F}{2}\right) S^2A + \left(\frac{1+F}{2}\right)^2 S^2D + \left(\frac{1+F}{2}\right)^2 S^2AA \qquad -(1)$$

$$+ \left(\frac{1+F}{2}\right)^3 S^2AD + \left(\frac{1+F}{2}\right)^4 S^2DD + \left(\frac{1+F}{2}\right)^3 S^2AAA$$

$$+ \left(\frac{1+F}{2}\right)^4 S^2AAD + \left(\frac{1+F}{2}\right)^5 S^2DD + \left(\frac{1+F}{2}\right)^6 S^2DDD$$

etc. -------------------------- (2)

. وقد عدلت هذه الطريقة من قبل كل من Kempthron ، Matzinger عام ١٩٥٦ . وهي تماثل طريقة Griffing ، الطريقة الرابعة الموديل العشوائي.

الفصل السادس
طرق إضافية لتقدير مكونات التباين الوراثي
Additional methods for estimation the genetic variance components

٦ - ١ - مقدمة

استعرضنا في الباب السابق بعض طرق تقدير مكونات التباين الوراثي وخاصة طريقة الهجن التبادلية Diallel crosses وهي طرق Griffing و Gardner & Eberhart وطريقة Matzinger & Kempthorne وفي هذا الباب سوف نستعرض بعض الطرق الأخري مثل طريقة Hayman ، Jinks ، Mather & Jinks ، Aksel & Johnson بالإضافة إلي طريقة الهجن التبادلية النصفية لتحليل التباين الوراثي half dialed والخاصة بـ Morly Jones وقد فصلنا هذه الطرق في باب مستقل نظرا لكثرة متعلقاتها وترابطهما معا وفي نفس الوقت بعدها عن الطرق الأخرى والتي أوردناها في الباب السابق .

٦-٢- طرق هايمان لتحليل الهجن التبادلية : Hayman's Approach for diallel analysis

اقترحت نظرية الهجن التبادلية من قبل كل من Hayman , Jinks عام ١٩٥٣ ، Jinks عامي ١٩٥٤ ، ١٩٥٦ وكذلك Hayman عام ١٩٥٤ أ ، ب وعام ١٩٥٧ وعام ١٩٥٨ وذلك باستخدام المصطلحات الخاصة بمكونات التباين الوراثي التي اقترحها Mather وهي H , D وقد حدثت عدة تعديلات وتحسينات في تكنيك تحليل هذه الطريقة في الوقت الحاضر كطريقة Mather , Jinks عام ١٩٧١ وهناك تعديل Aksel , Johonson عام ١٩٦٣ . وسوف نستعرض في الصفحات التالية معظم هذه التحليلات . ولكننا سوف نبدأ بتحليل هايمان وسوف نستعين في عرض طريقة التحليل ببيانات المثال السابق والذي أوردناه في الباب السابق . والخطوة المبدئية في التحليل هي التأكد من أن هناك اختلافات معنوية ما بين التراكيب الوراثية أم لا وهذا ما تأكد لنا في تحليل الطريقة الأولي في طريقة Griffing في الباب السابق ، يلي ذلك حساب الخطوات التالية :-

أولا : حساب التباين والتغاير: Estimation of variances and covariance

يستلزم حساب هذه الخطوة عمل جدول ذو اتجاهين diagonal Table بهذه الصورة (جدول ٦-١) علي أن يشتمل على متوسط الهجن والهجن العكسية

جدول (٦-١) متوسط بيانات المحصول علي أساس جميع المكررات والهجن العكسية (reciprocals)

Parents	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	Total
P1	85.45	83.5	96.368	117.03	115.79	98.093	108.45	50.68	
P2		98.26	108.06	88.74	101.41	72.28	92.73	84.398	
P3			74.07	101.66	91.275	100.23	109.99	116.57	
P4				91.64	84.338	107.23	61.05	46.798	
P5					54.10	86.058	80.343	94.707	
P6						100.39	118.64	56.99	
P7							90.96	121.72	
P8								82.00	
Total X.j	726.51	729.73	798.23	698.49	707.38	710.51	783.89	653.22	5807.96
Mean (x.j)	90.83	91.22	99.78	87.31	88.42	88.81	97.99	81.65	725.99

ومن هذا الجدول يمكن إيجاد الأتي :-

١- متوسط الأباء Parental mean

$$\text{Parental mean} = \frac{\text{Sum of all the diagonal values}}{\text{Number of parents}}$$

$$= \frac{1}{8}[\ 85.45+98.26+74.07+91.64+54.10+100.39+90.96+82.00]$$

$$= 84.633$$

٢- تباين الآباء (Volo) Variance of parents

$$\text{Variance of parents} = \text{V0l0} = \frac{1}{(n-1)}\ [(85.645)^2+(98.260)^2+\ \ldots+(82.000)^2-\text{C.F}]$$

$$\text{Where , C.F} = \frac{(\text{ Sum of all the diagonal elements})^2}{\text{Number of diagonal elements}}$$

$$= \frac{(677.065)^2}{8}$$

Variance of parents = 224.986

٣- تباين كل صف : Variance of each array (vr)

Variance of each array (vr) = $\frac{1}{n-1}$ [Sum of squares of the crosses involving a particular parent – C . F]

$$\text{Where, C.F} = \frac{\text{Sum of all the “ n “ crosses involving a particular line}}{\text{Number of Crosses}}$$

ملاحظة : يقصد بالصف كل الهجن المشتركة في أب واحد محدد

ولذا فان :

$Vr_1 = \frac{1}{7}[(85.645)^2 + (83.850)^2 + ... + (50.680)^2 - [(726.508)^2/8]] = 546.907$

$Vr_2 = \frac{1}{7}[(85.645)^2 + (98.260)^2 + ... + (84.398)^2 - [(729.734)^2/8]] = 129.316$

وبالمثل يمكن حساب بقية القيم

$Vr_3 = 171.929$	$Vr_4 = 549.497$	$Vr_5 = 317.612$
$Vr_6 = 455.945$	$Vr_7 = 428.020$	$Vr_8 = 824.102$

٤- حساب متوسط تباين الصفوف V1 Ll

Mean variance of the arrays

$V1LI = 1/n \sum Vr1 = \frac{1}{8}(546.907 + 129.316 + 171.929 + ... + 824.102]$

$= 427.917$

٥- حساب تباين متوسط الصفوف VoLI

Variance of the mean of arrays

$$VoLI = \frac{1}{7}[(90.815)^2+(91.217)^2+(99.779)^2+(87.311)^2+(88.423)^2+(88.814)^2$$
$$+ (97.986)^2+(81.653)^2- [(725.995)^2/8]]=34.056$$

٦- حساب التغاير بين الأباء وانسالها مع الأب غير المتكرر (أنسالها) Wr

Covariance between parents and their offspring with non recurring parent.

وهذا يعنى تغاير الصنف مع الأب غير المتكرر

$$Wr_1 = \frac{1}{7}[(85.645)^2+(83.850)(98.260) + (96.368)(74.070) + ... +$$
$$(50.680)(82.000) – [(726.508)(667.065)/8]] = - 124.141$$

$$Wr_2 =\frac{1}{7}[(85.645) (83.850) + (98.260)^2 + (108.063) (74.707) + ... +$$
$$(84.398)(82.000) - [(729.734)(667.065) / 8]] = - 98.415$$

وبالمثل يمكن حساب بقية القيم كما يلي :

$Wr_3 = 97.343$ $Wr_4 = 39.069$

$Wr_5 = 155.805$ $Wr_6 = 43.121$,

$Wr_8 = -106.305$ $Wr_7 = 44.363$,

٧ - حساب متوسط التغاير ما بين الآباء والصفوف WoLoI

Mean Covariance between the parents and the arrays

$$WoloI = \frac{1}{n}\sum wrl = \frac{1}{8} [-124.141)+(-98.415)+...+(-160.305) = \frac{-3.159}{8}$$
$$= -0.395$$

٨ - حساب الاختلاف ما بين متوسط الأباء ومتوسط انسالها $(MLI – MLo)^2$

$$(MLI\text{-}Mlo)^2 = \frac{1}{8}[[\frac{1}{8}(5807.958)]-(667.056)]^2 = 598.528$$

حيث أن 5807.958 هي المجموع الكلي العام ، 677.065 هي مجموع قيم الجدول ذو الاتجاهين ، 8 هي عدد الأباء المشتركة .

ويمكن بعد ذلك وضع جميع القيم السابقة في الجدول التالي ٦-٢

جدول ٦-٢ تباين وتغاير الصفوف

Array	Wr	Vr	Wr-Vr	Wr+Vr	Yr
1	-124.141	546.907	-671.048	422.766	85.645
2	-98.415	129.316	-227.731	30.902	98.26
3	97.343	171.929	-74.586	269.271	74.07
4	39.069	549.497	-510.428	588.566	91.64
5	155.805	317.612	-161.807	473.416	54.1
6	43.121	455.954	-412.832	499.075	100.39
7	44.363	428.02	-383.656	472.383	82
8	-160.305	824.102	-948.407	663.797	82
Total	-3.159	3423.336	-3426.945	667.065	
Mean	0.395	427.917	-3426.945	84.633	

ثانيا : اختبار صحة النظرية الفرضية :

Testing the validity of the hypotheses

أن عدم انتظام The uniformity كل من Wr ، Vr يثبت أو يؤكد صحة انطباق الشروط التي وضعها Hayman عام ١٩٥٤ . ويكون هذا الاختبار علي حسب المعادلة التالية :

$$t^2 = \frac{(n-2)}{4}\left[\frac{\text{Var}(\text{Vr} - \text{Var Wr})^2}{\text{Var Vr} \times \text{Var Wr} - \text{Cov}^2(\text{Vr}, \text{Wr})}\right]$$

حيث أن t^2 المحسوبة سوف تختبر عن طريق قيمة (F) بدرجات حرية (٤) ، (n-2)

إذن :

$$\text{1- Variance (Wr)} = \frac{1}{(n-1)}\left[\sum \text{Wr}^2 1 - \frac{(\sum Wr1)^2}{n}\right]$$

$$= \frac{1}{7}\left[(-124.141)^2 + (-98.415)^2 + \ldots + (-160.305)^2\right] - \left[\frac{(-3.159)^2}{8}\right] = 12842.481$$

$$2\text{- Variance } (Vr) = \frac{1}{7}[(546.907)^2+(129.316)^2 + \ldots + (428.102)^2] - [\frac{(342.336)^2}{8}] = 5050.014$$

$$3\text{-Variance } (Wr\text{-}Vr) = \frac{1}{7}[(-671.048)^2+(-227.731)^2+\ldots+(-984.407)^2] - [\frac{(-3426.495)^2}{8}] =$$

$$4\text{- Cov } (Vr,Wr) = \frac{1}{n-1}[\sum Vr\, Wr - \frac{\sum Vr \sum Wr}{n}]$$

$$= \frac{1}{7}[(546.907)(-124.141)+(129.316)(-98.415)+\ldots+(428.020)(44.363)+(824.102)(-160.305) - \frac{(3423.336)(-3.159)}{8}] = -12148.066$$

إذن

$$t^2 = \frac{n-2}{4}[\frac{(VarVr - VarWr)^2}{(VarVr x VarWr) - Cov^2(vr,Wr)}]$$

$$t^2 = \frac{6}{4}[\frac{(50507.014 - 12842.491)^2}{(50507.014)(12842.491) - (12148.66)^2}] = 4.247$$

وهذه يمكن اختبارها بأختيار (F) عند درجات حرية ٤ ، ٦ والمعنوية تعني عدم انطباق النظرية الفرضية (النظرية الفرضية تنص علي تماثل السلالات والمعنوية تعني عدم التماثل أو عدم الانتظام داخل السلالات ، والأمر يقتضي في مثل هذه الحالات باستبعاد السلالة التي تسبب عدم التماثل والهجن المشتركة معها وإعادة التحليل مرة أخري . حتي نصل إلي حالة عدم المعنوية لكي ينطبق الشرط القائل بتماثل وانتظام السلالات . أن أمر عدم الانتظام أو التماثل يجعل مكان توقيع السلالة مع منحني القطع المكافئ خارجة كما سنوضح فيما بعد .

وهناك طريقة أخري لحساب معنوية عدم الانتظام من عدمه وذلك عن طريقة حساب معامل الارتداد وهذه الطريقة يمكن توضيح خطوات حسابها كما يلي :-

1- b = Cov (Wr , Vr) / Var (Vr)

2- $Cov (wr , Vr) = [\sum Vr\ Wr - \frac{\sum Vr \sum Wr}{n}] / (n-1) = -12148.066$

3- $Var (Vr) = [\sum Vr^2 - \frac{(\sum vr)^2}{n}] / (n-1) = 50507.014$

ولذا فأن :-

$$b = \frac{-12148.060}{50507.014} = - 0.241$$

والخطأ القياسي Standard error والخاص بمعامل الارتداد هو :

$S.E = [[(var)\ Vr - b\ (cov\ wr)] / Var\ Vr\ (n-2)]^{1/2}$

$= [[12842.491-(- 0.241)(-12148.066)] / (50507.014)\ (6)]^{1/2} = 0.181$

ويمكن اختبار المعنوية الخاصة بمعامل الارتداد عن الصفر والوحدة كما يلي :-

----- $Ho : b = o$

$= b-o / S.E (b) = (-0.241) / 0.181 = 1.329$

----- $Ho : b = 1$

$= 1-b/S.E (b) = [1-(-0.241)] / 0.181 = 6.856$

وهذه القيم تختبر مع جدول (t) بدرجات حرية تساوي (n-2)

<u>ثالثا</u> : رسم المنحنى Wr , Vr

أن العلاقة ما بين Wr , Vr تعطينا معلومات ذات أهمية . وسوف نستغل البيانات التي أوردناها في جدول ٦-٢ لحساب قيم كل من Vri , wri وهذه القيم يطلق عليها قيم حدود القطع المكافيء Parabola والتي ستساعد في رسم القطع المكافئ نفسه . إذن نقول أن

$Wri = (Vri \times VoLo)^{½}$

$Wr_1 = [(546.907)(224.986)]^{½} = 350.780$

$Wr_2 = [(129.316)\ (224.986)]^{½} = 170.571$

$Wr_3 = [(171.929)(224.986)]^{½} = 196.668$

وبالمثل :-

$Wr_4 = 351.610$

$Wr_5 = 267.317$

$Wr_6 = 320.286$

$Wr_7 = 310.320$

$Wr_8 = 430.593$

والقيمة الأساسية initial value (Wr) تساوى

$Wr = [VI\ LI\ \ VOLO\ ]^{½} = [(427.917)(224.986)]^{½} = 310.283$

وباستخدام قيم Wr المقابلة لقيم Vr ، يمكن رسم المنحني المطلوب . ولرسم خط الارتداد نحتاج إلي إيجاد قيمة Wrei والتي يمكن حسابها كما يلي :-

$Wrei = wr - bVr + bVri$

اي أن

$Wre_1 = Wr - b\ Vr + b\ Vri$

$= (0.395) - (-0.241)(427.917) + (-0.241)Vr1$

$= 102.733 + (-0.241)(vr1)$

$= 102.733 + (-0.241)(546.907)$

$= -29.015$

$Wre_2 = 102.733 - (-0.241)(129.316)= 71.425$

وبالمثل

$Wre_3 = 61.176$, $Wre_7 = -0.420$

$Wre_4 = 29.638$ $Wre_8 = -95.686$

$Wre_5 = 26.136$

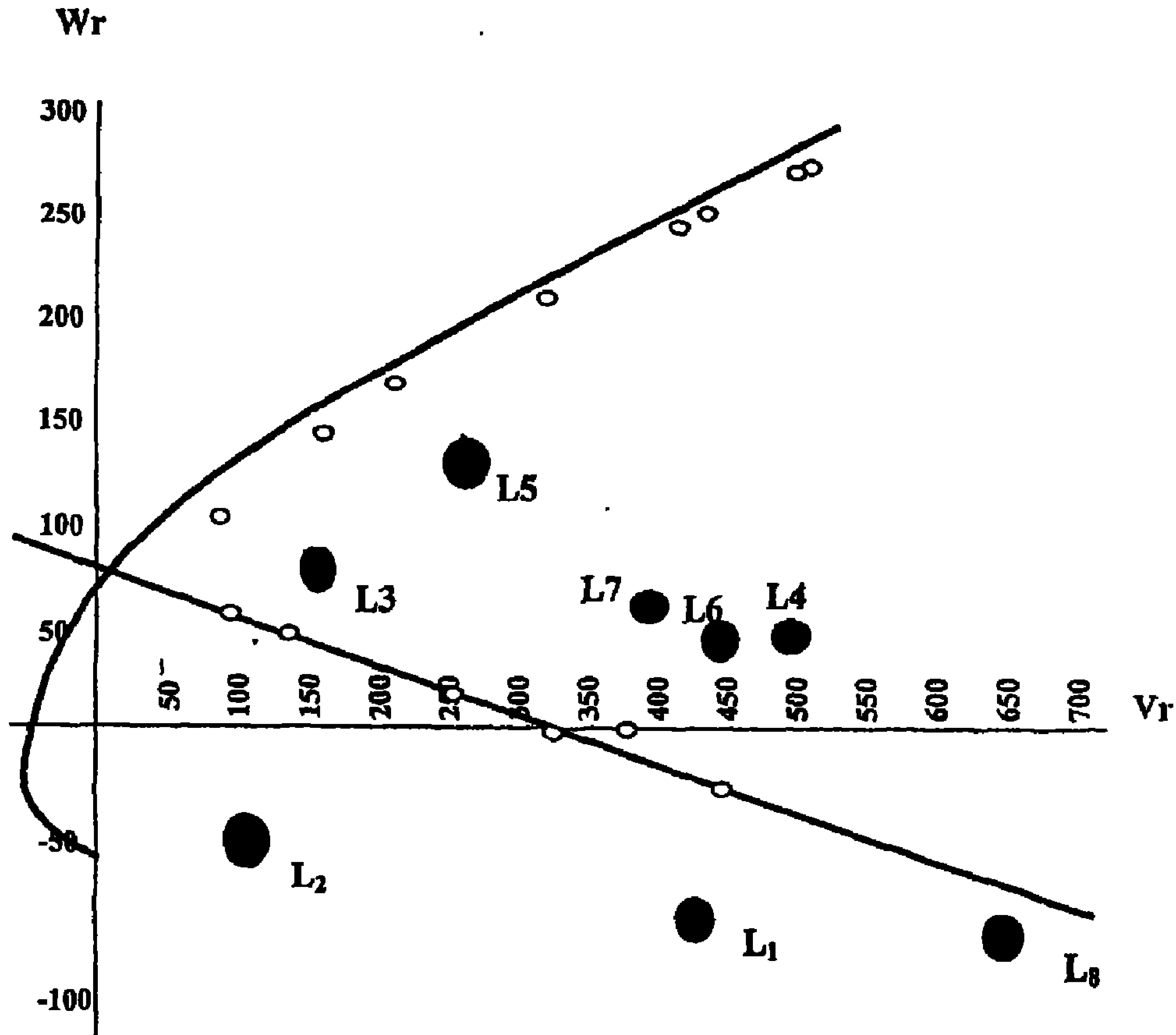
$Wre_6 = -7.138$

ونقطة تقاطع الخط المستقيم `wr يمكن الحصول عليه بهذه الصورة

$$A = Wr - bVr$$

$$= -0.395 - (0.241)(427.917) = 102.733$$

و من البيانات السابقة يمكن الحصول علي الرسم الخاص بالقطع المكافئ **Prabola**



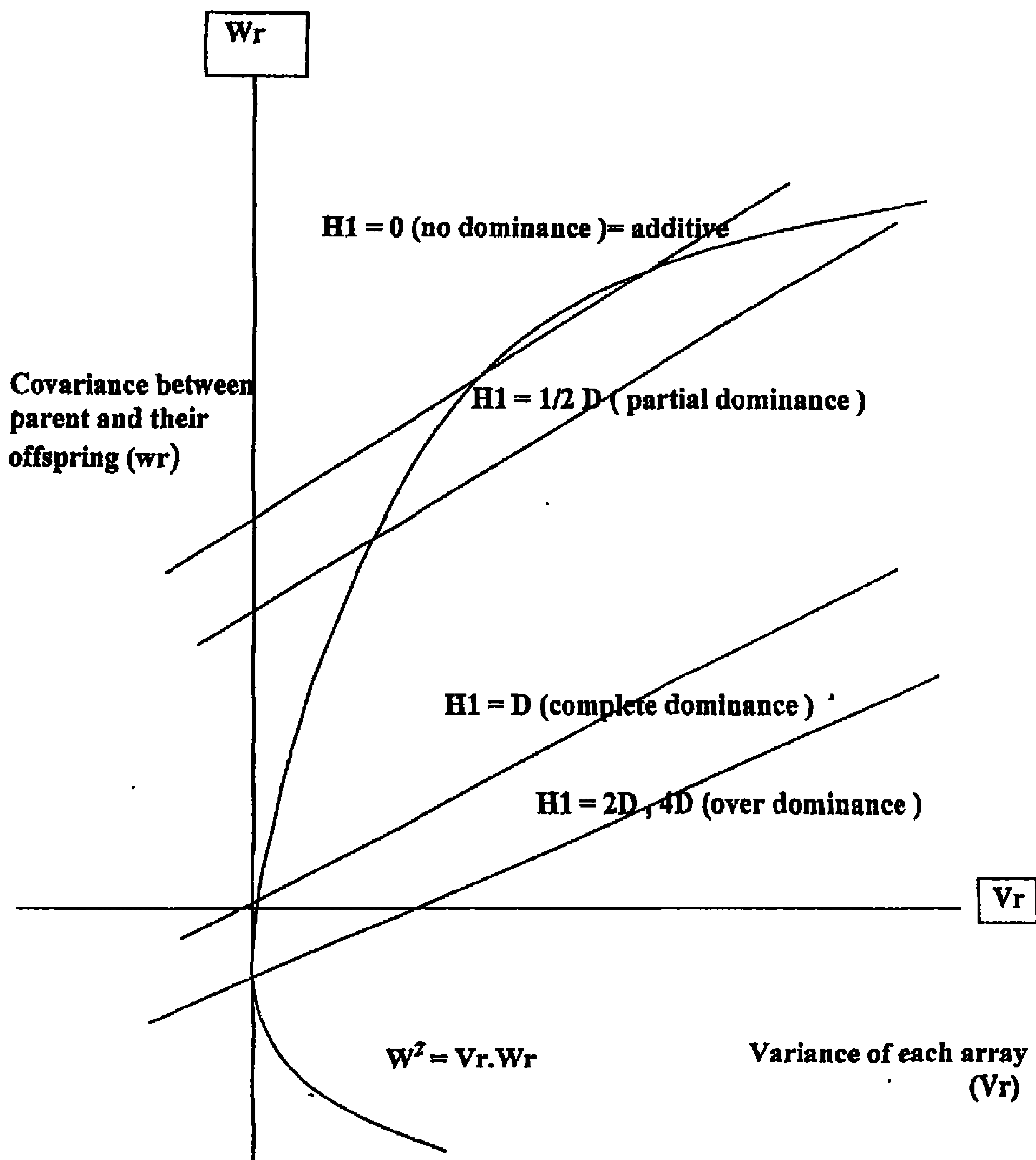
ويتضح من هذا الرسم البياني الأتي :-

١- السلالة ٦ ، ٧ تحوزان علي ٥٠% عوامل سيادية ، ٥٠% عوامل منتحية .

٢- السلالة L3 ، والسلالة L5 تحوزان علي أكبر قدر من العوامل السيادية وأقل قدر من العوامل المنتحية .

٣- ونوع خط الارتداد بهذه الصورة يعني أن هناك حالة تفوق epistais

وقد أوضح Hayman عام ١٩٥٤ أنه وبعد تحقيق كل متطلبات الرسم الخاص بالعلاقة ما بين wr ,Vr لكل الأفراد يمكن رسم العلاقة علي هيئة قطع مكافئ (كما أوضحنا بهذه الصورة)


Wr
H1 = 0 (no dominance)= additive
Covariance between parent and their offspring (wr)
H1 = 1/2 D (partial dominance)
H1 = D (complete dominance)
H1 = 2D , 4D (over dominance)
Vr
W² = Vr.Wr
Variance of each array (Vr)

ومن الرسوم البيانية السابقة يمكن القول بأن :

١- يعطي هذا الرسم البياني فكرة عن سيادة أو منحني الجينات في السلالات الأبوية ، فالسلالات التي تحوز علي عدد كبير من الجينات ذات التأثير السيادي سيكون لها تباين منخفض لقيمة Vr وتغاير لقيمة Wr وهذا يجعل النقط (عند توقيع السلالات) الخاصة بها تقع علي يسار أسفل نهاية الخط Wr,Vr وعلي العكس فأن السلالة التي تحوز علي جينات ذات تأثير منخفض (بها جينات متنحية بنسبة أكثر) سيكون لها تباين وتغاير مرتفعين وهذا يجعلها تقع أعلا يمين الخط (Wr,Vr)

٢- إذا كانت قيمة Wr + Vr ذات قيمة منخفضة للأب ، فهذا يعني أن هذا الأب يحوز علي كمية أكبر من الجينات ذات التأثير السيادي عما لو كانت قيمة Wr + Vr مرتفعة .

٣- يعطي هذا الكرف فكرة عن حالات السيادة المختلفة ، ففي حالة انعدام السيادة no dominance فأن $H2 = 0$ وفي هذه الحالة يمكن أن نقول أن الحالة تؤول إلي complete additive حيث تتجمع السلالات الأبوية في نقطة واحدة عند توقيعها . أما في حالة السيادة الكاملة (H1-D) فأن الخط يمر من نقطة الأصل (0.0) وهذه الحالة تسمي complete dominance أما في حالة Partial dominance فأن $H1< D$ وتقع الخط الذي يصف علاقة Wr , Vr إلي أعلا ولا يمر بنقطة الأصل . أما في حالة over dominance فأن الخط يقع لأسفل ويقطع المحور Vr ليقابل المحور wr من أسفل ، حيث تكون $H1>D$.

٤- عند اختبار معامل الارتداد (b) لهذا الخط ن واتضح من هذا الاختبار أنه لا يختلف عن الوحدة (أي الواحد) فأن النظام الوارثي سيؤول إلي التأثيرات الإضافية من خلال complication of gene interaction أو التفاعل الجيني المتضاعف .

٥- في حالة complementary type of epistasis أي تواجد حالة التفوق ، فأن هذا يسبب نقص قيمة التغاير لـــ Wr بصورة أكبر من Vr وهذا يؤدي إلي ميل الخط المستقيم وسيكون أقل من الوحدة $b\neq1$ أما في حالة السيادة الكاملة فأن $b=1$ ولابد وأن يمر خط الارتداد من نقطة الأصل.

٦- عند عمل اختبار للقيم (wr - vr) سواء تم هذا عن طريق تحليل التباين في حالة تواجد مكرارات أو عن طريق اختبار (t) (كما أوضحنا) فإذا ثبت أن هناك اختلافات معنوية فهذا يعني أن هناك عدم تجانس في تركيب السلالة وعليه فيجب عزل هذه السلالة و انسالها من التحليل ثم إعادة مرة أخري حتى لا يكون هناك اختلافات معنوية . وإذا تم توقيع كل السلالات

بهذه الصورة فسوف تقع السلالات عند توقيعها علي القطع المكافئ داخله وليس خارجه مثلما كان يحدث عندما تكون هناك اختلافات معنوية أي تكون تركيب السلالة غير متجانس أو غير متماثل.

٧- تقارب الخط the closeness للسلالات الأبوية من بعضها البعض تعني أن قيمة التأثيرات السيادية قليلة وبعبارة أخري هذا يدل علي أهمية العوامل أو التأثيرات الإضافية .

٨- من هذا المنحنى أيضا ، يمكن الاستنتاج بأن السلالات الواقعة تحت القطع المكافئ من أعلا اليمين ، تحتوي علي ٢٥% عوامل سيادية ، ٧٥% عوامل متنحية ويتدرج الحال بعد ذلك إلي (٥٠% ، ٥٠%) ثم (٧٥% ، ٢٥%) حتى نصل إلي أسفل اليسار حيث تحوز السلالات علي قدر أكبر من العوامل السيادية وقليل من العوامل المتنحية .

وأوضح Hayman من خلال بحوثه المنشورة والمتتالية بخصوص هذه النظرية بأن هناك عدة مشاكل تنشأ من جراء تطبيق هذا النظام التحليلي واهم هذه المشاكل هي تجانس الأباء homozygosity in parents. وانعدام التماثل هذا يؤدي إلي الإخلال بالفروض الموضوعة أصلا لتحليل هذا النظام أو هذا التصميم . وأوضح أيضا أن اختلال هذا الشرط يؤدي إلي أن تقع السلالات خارج القطع المكافئ الأمر الذي يدعو إلي عزل أو استثناء هذه السلالة الأبوية و انسالها من التحليل ثم إعادة الكرة مرة أخري وهكذا . نفس الشيء يكون عندما يختل الشرط الخاص بـ no multiple alleles . وعلي أية حال نقول أن هذا التصميم يستطيع فقط عمل تنبؤ أو تقدير للثوابت الوراثية genetic parameters الموجودة في الأباء تحت الدراسة وحيث إن اختيار الأباء لم يكن عشوائيا بل Fixed أي أن اختيارها يكون محدود بعوامل كثيرة وهذا عيب من عيوب التصميم . وعلية فالنتائج المتحصل عليها من خلال هذا التصميم تكون حالة بذاتها ولا يمكن تعميم نتائجها علي بقية أفراد العشيرة .

رابعا :- تقدير مكونات التباين الوراثي :

من خلال المكونات التي أمكن تقديرها مسبقا في طريقة Hayman يمكن إيجاد التباين الوراثي وكذلك اختبار معنوية هذه المكونات علي حسب المعادلات والخطوات التالية :

$$D = Volo - E$$

$F = 2\ Volo - 4\ WoLo1 - 2\ (n\text{-}2)\ E/n$

$H1 = Volo - 4\ Wolo1\ 4\ V1L1\text{-}(3m\text{-}2)E/n$

$H2 = 4V1L1 - 4Vol1 - 2E$

$h2 = 4(\ ML1 - MLo\ )^2 - 4\ (n\text{-}1)E/n^2$

$Fr = 2\ (Volo - wolo1 + V1\ L1 - wr - Vr\ )\text{-}\ 2\ (n\text{-}2)\ E/n$

والقيم المتحصل عليها مسبقا هي :

$Volo = 224.986$

$VoL1 = 34.056$

$WoLo1 = -0.395$

$V1L1 = 427.917$

$(ML1\text{-}MLo)^2 = 598.528$

(E) Error = [Error s.s + Reps s.s] / No of replications

$$= [\frac{(1037.5) + (21751.3)}{189 + 3}]/4 = \frac{22788.3}{192x4} = 29.673$$

حيث أن :-

1- E = The expected environmental component of variation

2- D = VoLo – E = 224.986 – 29.673 = 195.314 = variation due to additive effect.

3- F = 2 VoLo – 4 woLo1 – 2(n-2) E/n = The mean of " Fr " over arrays

$= 2(224.986) - 4\ (-0.393\ ) - (2)\ (6)\ (29.673\ )/8 = 407.043$

4- H1 = Component of variation due to the dominance effect of the gene .

$= VoLo - 4woLo1 + 4V1L1 - (3n\text{-}2)\ E/n$

$= 224.986\text{-}4(-0.393) + 4(427.917) - \frac{22}{8}(29.673\ )$

$= 1856.634$

5- $H2 = H1\ [1\text{-}(m\text{-}v)^2]$

where M = Proportion of positive genes in the parent

V = Proportion of negative genes in the parent

Thus

$H_2 = 4\,V1L1 - 4VoL1 - 2\ddot{E}$

$= 4(427.917)-4(34.056)-2(29.673)$

$= 1516.098$

h^2 = dominance effect (as the algebraic sum over all loci in heterozygous phase in all crosses)

$= 4(ML_1 - ML_0)^2 - 4(n-1)E/n^2$

$= 4(598.528)-\frac{4(7)}{64}(29.673) = 2381.131$

ولاختبار معنوية هذه المكونات السابقة فلابد من حساب الخطأ القياسي ، ويسبق ذلك:

١ - حساب All common multiplier أي المضروب العام المشترك أو التباين (S^2)

$S^2 = (1/2)[\,Var\,(wr-Vr)\,]$

$= \frac{1}{2}\,[\frac{1}{n-1}[\Sigma\,(wri-Vri)^2 - [\frac{[\Sigma(wri-Vri)}{n}]^2]]$

$= (\frac{1}{2}\times\frac{1}{7})[(-671.048)^2 + (-227.731)^2 + (-74.586)^2 + \ldots\ldots\ldots + (\frac{1}{2}\times\frac{1}{7})$

$[2081127.475 - \frac{11740867.985}{8}] = (\frac{1}{2}\times\frac{1}{7})\,(613518.977) - 87645.568 =$

43822.842

٢ - حساب The specific multipliers اى المضروبات الخاصة لكل مكون من مكونات التباين وقد أوردها Hayman عام ١٩٥٤ في جداول خاصة . وحيث أن n = 8 فأن هذه المضروبات الخاصة لكل مكون ستصبح كما يلي :-

$D = 1.115 = (n^5 + n^4)/n^5$

$F = 6.281 = (4n^5+20n^4-16n^3+16n^2)/n^5$

$H_1 = 5.945 = (n^5+41n^4-12n^3+4n^2)/n^5$

$H_2 = 4.500 = (36n^4)/n^5$

$h^2 = 2.024 = (16n^4 + 16n^2 - 32n + 16)/n^5$

$E = 0.125 = n^4/n$

وعليه فيمكن بعد ذلك إيجاد قيمة الخطأ القياسي وذلك بضرب قيمة المضروب الخاص بكل مكون × المضروب المشترك العام (التباين) فتحصل مع القيمة التالية :

$SE(D) = (1.115)(43822.842)^{1/2} = 222.038$

$SE(F) = (6.281)(43822.842)^{1/2} = 524.654$

$SE(H_1) = (5.945)(43822.842)^{1/2} = 510.432$

$SE(H_2) = (4.500)(43822.842)^{1/2} = 440.075$

$SE(h^2) = (2.024)(43822.842)^{1/2} = 297.816$

$S.E(E) = (0.125)(43822.842)^{1/2} = 74.013$

ويمكن بعد ذلك إيجاد قيم مكونات التباين والأخطاء القياسية الخاصة بها كما يلي :

$D \pm S.E(D) = 195.314 \pm 222.038$

$F \pm S.E(F) = 437.43 \pm 524.654$

$H1 \pm S.E(H_1) = 1856.634 \pm 510.432$

$H2 \pm S.E(H_2) = 1516.098 \pm 440.75$

$h2 \pm S.E(h^2) = 2381.131 \pm 297.816$

$E \pm S.E(E) = 29.673 \pm 743 \pm 74.013$

خامسا : حساب مكونات وراثية أخري : Estimation of other genetic Parameters

1- Mean degree of dominance $= (H1/D)^{1/2}$

$= [(1856.634)/(195.314)]^{1/2}$

$= 3.083$.

2- Proportion of genes with positive and negative effects in the parents.

$= H2/4H1 = (1516.098)/4(1856.634) = 0.204$

كذلك يمكن إيجاد القيمة $1/4H_2 / H_1$ وهي تقيس متوسط قيمة Vu لكل المواقع الوراثية. وفي حالة عدم تساوي التكرارات الأليلية أي $u \neq V$ لكل المواقع الوراثية ، فأن المتوسط (uv) والمقدرة من المعادلة السابقة تكون أقل من القيمة القصوى المقدرة والمعروفة اها وهي ٢٥, وعلي أساس أن $u = v = 0.5$ لكل المواقع الوراثية .

3- Proportion of dominant and recessive genus in the Parents

$= [(4DH1)^{1/2}+F] / [(4DH1)^{1/2} - F]$

$= [(4\times195.314\times1856.634)^{1/2} + 437.043] / [(4\times195.314\times1856.634)^{1/2} - 437.043] = 2.021$

4- The coefficient of correlation (r) between the parental order of dominance (wr + vr) and parental measurement yr , r = - 0.155

وبمقارنة قيم Vr + wr لكل صنف مع المتوسط العام المشترك لكل أب أي مقارنة Wr + Vr مع yri يمكننا معرفة اتجاه السيادة نفسها اى Direction of dominance ، فإذا كانت علاقة التلازم سالبة فهذا يعني أن الأباء تشمل علي جينات سيادية بكمية أكبر والعكس في حالة ما إذا كانت علاقة التلازم موجبة . ويمكن كذلك حساب بعض المكونات الخاصة بتأثيرات الجينات السيادية التأثير كما يلي :

1- Prediction for measurement of completely dominant and recessive parents = r^2 = 0.024

2- The member of group of genes which control the Character and exhibited dominance = h^2 / H_2 = 2381.131/1516.098 = 1.571

3- Fr = The covariance of additive and dominance effects in a single array

$= Fri = 2 [Volo - WoLo_1 + V_1 L_1 - (Wri + Vri)] - 2 (n-2) E/n$

$= 2 [224.986 - (-0.395) + 427.917 - (wri + Vri) - 44.523 = 1262.083- (2Wri + Vri)$

$Fr_1 = 1262.083 - 2 (-124.141 + 546.907) = 417.551$

$Fr_2 = 1262.083 - 2\,(-98.415+129.316) = 1200.279$

وبالمثل فأن :

$Fr_3 = 723.541 \qquad Fr_6 = 944.760$

$Fr_4 = 84.951 \qquad Fr_7 = 1327.594$

$Fr_5 = 315.251 \qquad Fr_8 = -65.511$

ومجموع هذه القيم يساوي Fri وهو :

$$Fri = 417.551 + 1200.279 + 723.541 + 84.951 + \ldots\ldots + 1327.594 - 65.511 = 3257.312$$

$$\text{Mean of } Fri = F = 3257.312/8 = 407.164$$

وفي حالة عدم تساوي التكررات الجينية فأن إشارة وحجم F سوف تعبر نسبيا عن نسبة تكرار الاليلات السيادية والمتنحية . فإذا كانت قيمة F موجبة فهذا يعني أن الليلات السيادية أكثر تكرارا عن الاليلات المتنحية بغض النظر عن قوة تأثير هذه الليلات ، وهذا ما أشار إليه كل من Mather & Jinks عام ١٩٧١.

كذلك فأن قيمة الكفاءة الوراثية أو المكافئ الوراثي أو درجة التوريث بالمعنى الضيق ستكون :

$H^2(ns)$ = Heritability in narrow Sense

$$= \frac{\frac{1}{2}D + (\frac{1}{2})H_1 - (\frac{1}{2})H_2 - (\frac{1}{2})F}{(\frac{1}{2})D + (\frac{1}{2})H_1 - (\frac{1}{2})\,H_2 - (\frac{1}{2})F + E}$$

سادسا : تحديد الأباء التي تحتوي على أكثرية من العوامل السيادية والمتنحية

Estimation of most dominant and recessive parent .

بالرجوع إلي Hayman عام ١٩٥٤ نجد أن

$VD = (VoLo)\ \chi^2{}_1;\ VR = (VoLo)\ \chi^2{}_2$

And $WD = (VoLo)\ \chi_1;\ Wr = (VoLo)\ \chi_2$

حيث أن: $r = Vr$, $W = Wr$, dominant = D , Recessive = R ,

X2 , X1 هي الجذور التربيعية في المعادلة التالية :

$$(VoLo)\ \chi^2 - (VoLo)\ \chi + (WoLo1 - V1L1)$$
$$= 224.986\ \chi^2 - 224.986\ \chi - 428.312$$

إذن *X تساوي

$$X^* = \left[\frac{224.986 \pm [-224.986)4(224.986)(-428.312)]}{2x224.986} \right]^{1/2}$$
$$= 1.9675$$

وبناءا علي ذلك نقول أن قيمة X_1 هي 0.9675 ، قيمة X_2 = 1.9675 أي تساوي 0.0325 . وبوضع هذه القيم في المعادلات السابقة ، نحصل علي القيمتين العلويتين والقيمتين السفليتين و المحددتين لخط الارتداد نفسه ، بمعني أن القيمتين العـــــلويتين (R,WR) والسفليتين (VD , WD). ونلاحظ ألا تزيد قيمة مجموع X_1 , X_2 عن الواحد الصحيح وهذه القيم كالأتي :

$$VD = 224.986\ (0.0325)^2 = 0.238$$
$$WD = 224.986\ (0.0325)^2 = 7.312$$
$$VR = 224.986\ (0.9675)^2 = 210.612$$
$$WR = 224.967\ (0.9675)^2 = 217.687$$

والآن تصبح قيمة السيادة الكاملة completely dominant في الأب هي:

$$YD = yr + b\ [WD+VD] - (WoLo1 + V_1L_1)$$

إذا كانت لدينا معادلة بهذا الشكل ax2+bx+c فمن الناحية الجبرية نقول أن قيمة تساوي X تساوي

$$X = -b \pm [\ (b^2\text{-}4ac)^{1/2} / 2_a]$$

$$YD = 84.633+(-0.241)[7.312+0.238)(-0.395+427.917)] = 181.850$$

وقيمة المنتحي الكامل Completely recessive في الأب هي :

$$Yr = Yr + b(WR+VR) - (WoLo1+V1L1)$$
$$= 84.633+(-0.241)(210.612+217.687) - (0.395+427.917) = 84.446$$

وحيث أن قيمة (181.850) =DY ، Yr = (84.466) وهي الحدود المتوقعة والممكنة لإجراء الانتخاب فيما بين الجينات المظهرة للتأثيرات السيادية ، وهذا ما أشار إليه Hayman عام ١٩٥٤.

سابعا : تقديرات مكونات التباين الوراثي في الجيل الثاني :

Estimation of components of variation of F_2

مكونات التباين الوراثي الخاصة بالجيل الثاني أوضحها Jinks عام ١٩٥٦ . وقد أوضح أنها تماثل ما أوردناه في الجيل الأول تماما. فيما عدا أن (h) ستكون بمقدار النصف لحدوث التربية الداخلية وذلك في جيل واحد ولهذا السبب فأن المعامل H_1 , H_2 ستصبح ¼ الموجود في الجيل الأول في حين يصبح المعامل F أيضا بقيمة ½ كذلك ستصبح تباينات القيم والتغايرات التالية في الجيل الثاني كما يلي :

$$Vr = V_1L_2 = (1/4)D+(11/6)H_1 - (1/8)H_1 - (1/8)F + E_2$$

$$Wr = WoL_{02} = (1/2)D + (1/8)F + (1/n)E_2$$

$$Vm = VoL_2 = (1/4)D + (1/16)H_1 - (1/16)H_2 - (1/8)F + (1/n)E_2$$

$$Vp = VoLo = D + E$$

حيث أن :

$$E_2 = VE/r = Me\text{- of } F_2$$

N = Number of parents

$$D = VoLo - E$$

$$H_1 = 16V,L_2 - 16\ WoLo_2 + 4VoLo - \frac{4(5n-4)}{n}E_2$$

$$H_2 = 16V_1L_2 - 16VoL_2 - \frac{16(n-1)}{n}E_2$$

$$h^2 = (4ML_2\text{-}4MLo)^2 - \frac{16(n-1)}{n}E_2$$

$$F = 4VoLo\text{-}8Wolo_2 - \frac{4(n-2)}{n}E_2$$

والخطأ القياسي الخاص باختبار معنوية المكونات السابقة يكون كما يلي :

$$\text{S.E of } H_1 = \sqrt{\frac{S2(16n5+65n4-192n4+64n2}{n5}}$$

$$\text{S.E of } H_2 = \sqrt{\frac{S2(57n4)}{n5}}$$

$$\text{S.E of } h^2 = \sqrt{\frac{S2(25n4+256n2-512n+256}{n5}}$$

$$\text{S.E of } E_2 = \sqrt{\frac{S2n4}{n5}}$$

حيث أن n عدد الأباء ، S^2 = ½ تباين (Wr-Vr)

واختبار معنوية المكونات السابقة يكون عن طريق اختبار (t) بدرجات حرية n – 2

t = Parameter / S.E Parameter.

ثامنا : مكونات التباين الوراثي النسبية

Proporation of the genetic components :

هناك أربعة مكونات التباين الوراثي التي يتم حسابها عن طريق النسب وهي كالآتي :

١ ـ درجة السيادة : degree of dominance

- متوسط درجة السيادة في الجيل الثاني يمكن حسابها من المعادلة التالية :

$a\text{-} = ¼ (H1/D)^{1/2}$

فإذا كانت :

Complete dom حالة سيادة كاملة 1 = a

Over dom (سيادة كاملة) أكبر من ١ a

Partial dom (سيادة جزئية) أقل من١ a

٢ ـ نسبة الجينات الموجبة والسالبة التأثير :

Proportion of genes with positive & negative effects :

وهذه النسبة يمكن حسابها من المعادلة التالية :

(H2/4H1)

وهي تعني حاصل ضرب Vi × ui كمتوسط لكل الآباء المشتركة في عمل هذه الهجن التبادلية وعندما تكون V , u ذات توزيع منتظم فإن هذا يعني أن 0.5 وتصبح القيمة H2/4H1 وتساوي 0.25

٣- نسبة الجينات ذات التأثيرات السيادية والمتنحية في الأباء

Proportion of dominant and recessive genes in the Parents

وهذه يمكن حسابها من المعادلة التالية :

$$= \frac{\frac{1}{4}(4DH1)^{1/2} + \frac{1}{2}F}{\frac{1}{4}(4DH1)^{1/2} - \frac{1}{2}F}$$

٤- عدد المجموعات الجينية ذات التأثير السيادي والتي تتحكم في الصفة :

Number of groups of genes which control the character and exhibited dominance effects.

وهذه تحسب من المعادلة التالية :

$$h^2 / H_2$$

وهذه تقيس بشكل تقريبي مجموعة الجينات التي تظهر تأثيرا سياديا .

٥ - تقدير الكفاءة الوراثية : **Habitability**

والكفاءة الوراثية بالمعني الضيق narrow sense معناها النسبة ما بين تباين المكونات الإضافية أو الإضافية × الإضافية منسوبة إلي تباين الشكل المظهري أو الظاهري Phenotypic . وفي الجيل الثاني ، أوضح Verhalen & Murray عام ١٩٦٩ المعادلة الخاصة بذلك ستكون كما يلي :

$$H^2 = \frac{1/4D}{1/4D + 16H1 - 1/8F + E}$$

تاسعا : شكل المتنحي Wr , Vr في الجيل الثاني :-

سيكون شكل علاقة الارتداد ما بين Wr علي Vr كما هي في الجيل الأول وكما أوضحنا أن المكونات السيادية في الجيل الثاني أصبحت بمقدار النصف كما كانت عليه في الجيل الأول نتيجة التربية الداخلية ، وعليه فمن المتوقع أن يقع خط الارتداد الجديد والخاص بالجيل الثاني ما بين نفس

الخط والخاص بالجيل الأول ونقط انعدام السيادة no-dominance وكمثال علي ذلك إذا كانت حالة السيادة الكاملة في F_1 تعني أن خط الارتداد لابد وأن يمر في هذه الحالة من نقطة الأصل كما أوضحنا وفي الجيل الثاني إذا كان هناك سيادة جزئية فأن خطّ الآرتداد في هذه الحالة سوف يمر بالقرب من نصف المسافة ما بين نقطة الأصل وحدود القطع المكافئ . وإذا لم يكن الوضع كما أوضحنا ، فإن صلاحية أو موافقة الموديل أو التصميم مشكوك فيها . ويجب في هذه الحالة تحويل مقياس البيانات الأصلية من قياس إلي مقياس آخر وقد أيد ذلك كل من Jinks , Mather عام ١٩٧١.

٦- ٣ - طريقة رستم وجوهانسون Rustem Aksel and L.P.V.Johnson

لا تختلف هذه الطريقة عن طريقة Hayman التي أوردناها مسبقا إلا في تعديلات بسيطة يمكن ملاحظتها خلال العرض الذي سنوضحه هنا بخصوص هذه الطريقة . فقد أورد الباحثين مثالا تحليليا لمحصول الشعير – لصفة عدد الحبوب في السنبلة وكان عدد الأباء الداخلة في عملية التهجين ستة سلالات نقية وهذه هجنت مع بعضها البعض وأنتجت كل الهجن بما في ذلك الهجن العكسية وزعت الأباء والهجن في قطاعين وتوضح الجداول التالية نتائج القطاع الأول والثاني ومجموع القطاعين معا ، وجدير بالذكر أن كل جدول يشمل علي الهجن والهجن العكسية والأباء .

جدول ٦ - ٣ نتائج القطاع الأول – الاتجاه الأول للتحليل لمحصول الشعير

♀	1	2	3	4	5	6
1	47.86	47.60	40.53	31.30	39.38	52.50
2	48.83	41.92	39.00	30.45	45.08	53.00
3	41.63	38.35	31.89	30.50	35.70	37.89
4	32.22	30.04	29.61	22.25	34.75	30.15
5	38.36	46.16	34.79	38.89	42.33	43.00
6	51.86	52.15	38.59	29.34	53.49	53.49
	260.76	256.22	214.36	178.03	239.67	270.3

Block Total = 1419.07

تابع جدول ٦ - ٣ نتائج القطاع الثاني – الاتجاه الأول للتحليل لمحصول الشعير

♀	1	2	3	4	5	6
1	<u>**45.89**</u>	48.70	38.15	30.75	33.65	55.40
2	37.35	<u>**39.48**</u>	35.17	31.10	42.15	52.50
3	35.10	34.04	<u>**24.77**</u>	29.75	31.15	40.90
4	29.26	29.09	30.14	<u>**25.12**</u>	35.75	32.75
5	34.71	43.99	30.72	26.48	<u>**41.01**</u>	43.56
6	56.39	51.37	38.90	34.50	42.48	<u>**53.39**</u>
	56.39	51.57	38.90	34.50	42.48	53.39

Black Total = 1365.81

تابع جدول ٦ -٣ مجموع نتائج القطاع الأول والثاني معا :

♀	1	2	3	4	5	6
1	<u>**93.75**</u>	96.30	78.68	62.05	73.03	107.90
2	86.18	<u>**81.40**</u>	74.17	61.55	87.23	105.50
3	76.73	72.39	<u>**56.61**</u>	60.25	66.85	78.79
4	61.48	59.13	59.75	<u>**47.67**</u>	70.50	62.90
5	73.07	90.15	65.51	60.37	<u>**83.34**</u>	86.56
6	108.25	103.72	77.49	63.84	84.91	<u>**106.88**</u>
	499.46	503.09	412.21	355.73	465.86	548.53

Grand Total = 2784.88

ومع الافتراض بأن الأباء ونسلها تتأثر بدرجة واحدة بالظروف البيئية وتغيرها ، فإن مكون التباين البيئي المشترك (E) سوف يكون هو نفسه تباين خطأ التجربة والمحللة علي هيئة قطاعات كـــاملة

العشوائية (ناتج من تداخل error × treatments) ويوضح الجدول التالي ٦ -٤ نتائج تحليل هذه التجربة والتي يتضح من خلالها وجود اختلافات معنوية ما بين المعاملات (الأباء والهجن العكسية).

جدول ٦ -٤ جدول تحليل التباين لتجربة محصول الشعير (منفذة في R.C.B.D).

S.O.V	S.S	d.f	M.S	F
Blocks	39.3968	1	39.3968	6.2653*
Treatments	4721.6964	35	134.9056	38.5445**
BL.× Trts.	220.0831	35	6.28817	------
Total	4981.1763	71		------

s- مكون التباين البيني المشترك (E) treatments × Ms .blocks = 6.2881

ويمكن البدء في تحليل مكونات التباين في اتجاهين ، الاتجاه الأول ويطلق عليه ungrouped Randomization والاتجاه الثاني ويكون التحليل علي أساس المكررات ويطلق عليه grouped Randomization وسوف يتضح الخلاف بين الاتجاهين أثناء العرض التحليلي لكل منها . ونود أن نشير إلي أن في الاتجاه الأول تكون المكررة الواحدة ممثلة بالأباء والهجن العكسية بقيم مختلفة وعند التحليل يتم جمع قيم كل الهجن في المكررات ويستخرج متوسط عام يتم التحليل بعد ذلك علي أساسه ، أما الاتجاه الثاني فكل مكرره تشتمل علي الأباء والهجن والهجن العكسية وبنفس القيمة وهذه القيم ناتجة كمتوسط للهجين والهجين العكسي له ، وإذا نظرنا لمكرره واحدة هناك لوجدنا أن الأرقام أعلا الـــ diagonal مغايره لأسفله ولنفس الهجين في حين في الطريقة الثانية القيم أعلا الـــ diaginal هي نفسها أسفلة .

وفي حالة ungrouped تكون مجموع مربعات الكلية Total S.S مقسمة إلي مجموعتين : بين وداخل المعاملات مع ٣٥ درجة حرية و ٣٦ درجة حرية علي التوالي ، ويصبح مجموع مربعات انحرافات القطاعات مشتملا علي مجموع مربعات داخل المعاملات . ومكون التباين البيني (E) سيكون كما يلي :

$$E = \frac{1}{2}[\ 39.3968 + 220.0831\ ) / (1+35)\ ] = 3.6039$$

وللبدء في إجراء التحليل في طريقة ungrouped كما أوضحنا، لابد من إيجاد متوسط قيمة كل هجين وعكسه كما يتضح في الجدول التالي ٦ – ٥ (لاحظ في الجدول أن القيمة 91.24) هي عبارة عن :

$$(\frac{96.30+86018}{2}) = 91.24$$

جدول ٦ – ٥ ترتيب البيانات في حالة Ungrouped . R

♀	1	2	3	4	5	6	Σ
1	**93.75**	91.24	77.70	61.77	73.05	108.07	505.58
2	91.24	**81.40**	73.28	60.34	88.69	104.61	499.50
3	77.70	73.28	**56.61**	60.00	66.18	78.14	411.90
4	61.77	60.34	60.00	**47.67**	65.44	63.37	358.59
5	73.05	88.69	66.18	65.44	**83.34**	85.73	468.43
6	108.07	104.61	78.14	63.37	85.73	**106.88**	546.80
	505.58	499.56	411.91	358.59	462.43	546.80	

Grand Total = 2784.87 ،Parental Total = 46.65

وخطوات الحساب تتم كما يلي (لاحظ أننا أوردناه) في طريقة هايمن من قبل)

$$1\text{- VoLo} = (\frac{1}{2})^2\ [\frac{1}{6-1}[(93.75)^2 + (81.40)^2 + \dots\dots + (106.88)2 - \frac{1}{6}(469.65)^2]]$$
$$= 124.9590$$

وهي تباين الأباء

$$2\text{-}\quad Vr = (\frac{1}{2})^2\ [\ (\frac{1}{6-1})\ [\ (93.75)^2 + (91.24)^2 + \dots + (108.07)^2 - \frac{1}{6}$$
$$(505.58)^2]] = 69.0097$$

وهي تباين كل صنف وتكرر لكل الصفوف

$$3\text{- } Wr = (\frac{1}{2})^2 [(\frac{1}{6-1}) [(93.75)^2 + (91.24)(81.40) + (77.70)(56.61) + \ldots\ldots +$$

$$(108.07)(106.88) - \frac{1}{6} (505.58)(469.65)]] = 81.1703$$

وهي تغاير الأباء مع النسل الناتج

$$4 - VoLI = (\frac{1}{2})^2(\frac{1}{6})^2[(\frac{1}{6-1})[(505.58)^2+(499.56)^2+(499.56)^2+(411.91)^2 +$$

$$(358.59)^2 +(462.43)^2 - \frac{1}{6} (2784.87)^2]] = 32.8836$$

والقسمة علي المعامل ½ لأن عدد المكررات (٢) والقسمة علي المعامل ٦/١ لأن عدد مكونات الصف (٦)

والقيمة السابقة هي تباين متوسطات الصفوف .

$$(ML1 - MLo)^2 = [\frac{1}{6} [\frac{1}{6}(2784.87) - 469.65]]^2 = 0.8418$$

ويمكن وضع القيم المتحصل عليها في الجدول التالي (٦ -٦) .

جدول٦ – ٦ قيم Wr(y),Vr(x) and Wr- Vr فى الصفوف المختلفة والخاصة بالتجربة السابقة

array	Wr(y)	Vr(x)	Wr-vr
1	81.0703	69.0097	+12.1606
2	83.6790	58.7687	+24.9103
3	46.8691	20.9642	+25.9049
4	26.4883	9.7948	+16.6935
5	42.2504	22.1385	+20.1119
6	92.9236	84.2627	+8.6609
$\sum_1^6$	373.3807	264.9386	+108.4421

$WoLo1 = \frac{1}{6}(373.3807) = 62.2301$

$VILI = \frac{1}{6}(264.9386) = 44.1564$

ويمكن اختبار معنوية wr - vr كما أوضحنا باستخدام (t^2) وبالمعادلة التي أوردها هايمن عام ١٩٥٤ فعند درجات حرية (n-2) نجد أن:

$t^2 = 1.2718$, is not significant ($p>0.30$)

وجدير بالذكر أن معنوية (t^2) توضح فشل أو عدم انطباق شروط النظرية الفرضية والتي تنص على أن هناك تماثل في الأباء الداخلة في عملية التهجين .

ولرسم العلاقة ما بين Vr , Wr ، لابد من عمل منحني القطع المكافئ ومعادلته هي

$Wr^2 = Vr \times VoLo$

وستكون نقطة علي حسب المعادلة التالية :

$Vr , (Vr \times VoLo)^{1/2}$

ويمكن الحصول علي قيمة b بالطرق العادية كما يلي :

$$b = \frac{\Sigma VW - \frac{\Sigma v . \Sigma W}{n}}{\Sigma V^2 - \frac{(\Sigma V)2}{n}} = 0.8700$$

والخطأ القياسي له يمكن الحصول عليه من معادلة Smith عام ١٩٥٤ مع بعض التعديل في الرموز.

$Sb = [[\Sigma(wr-wr)^2 - b\Sigma(Vr-Vr)(Wr-Wr)] / (n-2) \Sigma(Vr-Vr)^2]^{1/2}$

Now b-o /Sb = 1.405 ($P = 0.20$) With $n-2 = 4$ Digress of freedom .

ولرسم خط الارتداد ما بين Wr , Vr_2 لابد من تقدير :-

$VD = (VoLo)x_1^2$ $\quad$ $VR = (VoLo)x_2^2$

$WD= VoLox_1$ $\quad$ $WR=(VoLo)x_2$

حيث أن X_1 , X_2 هي مضروبات المعادلة التالية (عن هاين ١٩٥٤)

$$(VoLo)x^2 - (VoLo)\,x + (WoLo\text{-}V1L1)$$

وحيث أن

$$V_1L_1 = 44.156\ ,\ WoLo = 62.23\ ,\ 124.95 = VoLo$$

وبالتعويض في المعادلة

$$124.95x^2 - 124.95 + 18.07 = 0$$

وبقسمة طرفي المعادلة علي 124.95 إذن :

$$X^2 - X + 0.1446 = 0$$

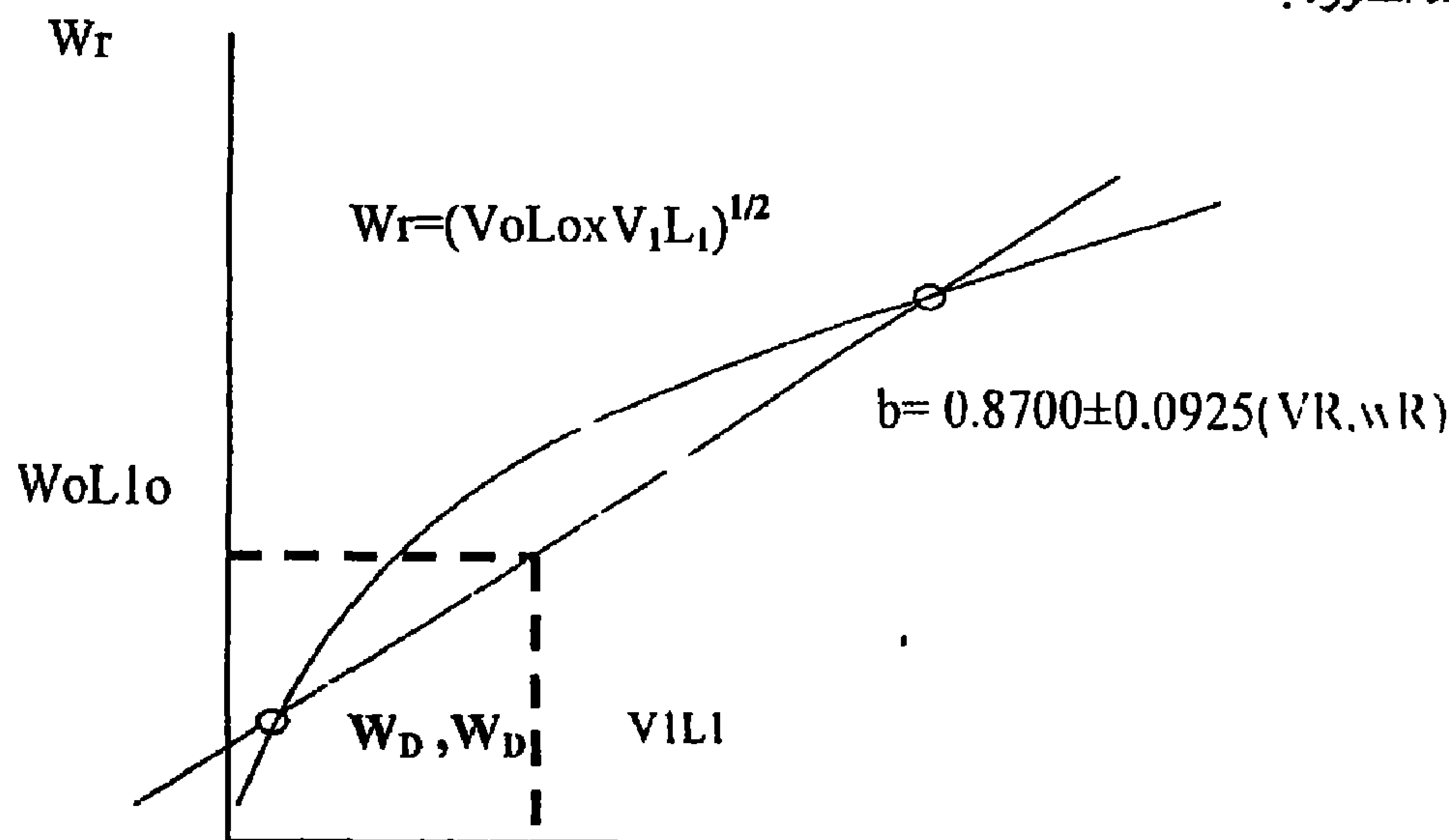
$(X - 0.1754)(X- 0.8246)$ thus

$$X_1 = 0.1754\ ,\ X_2 = 0.8246$$

$VD = (VoLo)\ X^2_1 = (124.95)(0.1754)^2 = 3.61$ $VR = (VoLo)X2 = (124.95)(.08246) = 86.07$ $WD = (VoLo)(X_1) = (124.95)(0.1754) = 21.24$

$$WR = (VoLo\ )(X_2) = (124.95)(0.8246) = 103.71$$

بتحديد هاتين النقطتين يمكن تحديد وضع أو ميل خط الارتداد بالضبط . وفي الحالة السابقة يمكن رسم العلاقة السابقة بهذه الصورة .



وبتطبيق المعادلات التي أوردها هايمن ١٩٥٤ ، يمكن الحصول على مكونات التباين الوراثي كما يلي :-

$D = VoLo - \hat{E} = 121.3551$

$F = 2VoLo - 4WoLo1 - 2(n-2)\hat{E}/n = -3.8076$

$H_1 = VoLo - 4WoLo_1 + 4V1L1 - (3n-2)\hat{E}/n = 43.05$

$\hat{H}_2 = 4V_1L_1 - 4VoL_1 - 2\hat{E}voL_1 - 2\hat{E} = 37.88$

$\hat{h}_2 = 4(ML1 - MLo)2 - 4(n-1)\hat{E}/n2 = 1.36$

ولاختبار معنوية هذه المكونات لابد من حساب تباين كل مكون كما أوردها هايمن عام ١٩٥٤ على النحو التالي :

1- Estimation the variance :

$D^2 = n^5 + n^4$

$F = 4n^5 + 20n^4 - 16n^3 + 16n^2$

$H1 = n^5 + 41n^4 - 12n^3 + 4n^2$

$H2 = 36n^4$

H^2 (heritability estimate) = $16n4 + 16n2 - 32n + 16$

$E = n^4$

2- Estimation the common multiplier S^2 :

$S^2 = \frac{1}{2} Var(Vr - Wr)$

3- Standard durations :

a) $CD = D^2/n^5 = 1.16$ (from first step)

$CF = F^2/n^5 = 1.74$

$Ch_1 = H_1^2/n^5 = 6.00$

$Ch^2 = (h^2)^2/n^5 = 2.71$

$CE = (E)^2/n^5 = 0.166$

b) S.D For (D) = $\sqrt{S^2xCD} = 5.266$

For F = $\sqrt{S^2 + CF} = 6.433$

For H_1 = $\sqrt{S^2 x CF} = 13.36$

For H_2 = $\sqrt{S^2 x CH2} = 11.91$

For h^2 = 8.04

For E = $\sqrt{S^2 x CE} = 1099$

واي قيمة من قيم مكونات التباين الوراثي تزيد عن ضعف قيمة الخطأ القياسي الخاص بها تكون معنوية .

والاتجاه الثاني للتحليل هو Grouped Randomization ، فكما أوضحنا في الجزء الأول أن الأباء والنسل الناتج منها (الهجن العكسية وضعت منفصلة) وقد زرعت التجربة علي هيئة قطاعات كاملة العشوائية بمكررتين ، وذكرنا أن قيمة E كانت 6.2881 والجداول الأساسية والخاصة بالطريقة التي نحن بصددها الآن مشتقة من البيانات السابقة بمعني أن الجدولين التاليين (٦ ــ٧، ٦ ــ٨) يختلفان عن جداول الطريقة السابقة في أن قيمة الهجين والقيمة العكسية له في كل مكرر في الطريقة الثانية ناتجة من متوسط قيمة الهجين والهجين العكسي له.

جدول ٦ ــ ٧ نتائج القطاع الأول ــ الاتجاه الأول للتحليل

♀	♂ 1	2	3	4	5	6
1	<u>47.86</u>	48.21	41.08	31.76	38.87	52.18
2	48.21	<u>41.92</u>	38.68	30.25	45.62	52.57
3	41.08	38.68	<u>31.84</u>	30.06	35.24	38.24
4	31.76	30.25	30.06	<u>22.55</u>	34.32	29.75
5	38.87	45.62	35.24	34.32	<u>42.33</u>	42.72
6	52.18	52.57	38.24	29.75	42.72	<u>53.49</u>
	259.96	257.25	215.14	178.60	239.10	268.95

Grand Total = 1419.09 , Parental total = 239.99

جدول ٦ ـ ٨ نتائج القطاع الثاني – الاتجاه الثاني للتحليل

♀	♂ 1	2	3	4	5	6
1	**45.89**	43.02	36.63	30.00	34.18	55.90
2	43.02	**39.48**	34.60	30.10	43.97	52.93
3	36.63	34.60	**24.77**	29.95	30.93	39.90
4	30.00	30.10	29.95	**25.12**	31.12	33.62
5	34.18	43.07	30.93	31.12	**41.01**	43.02
6	55.90	52.03	39.90	33.62	43.02	**53.39**
	245.62	242.39	196.78	179.91	223.33	

Grand total = 1365.80, Parental total = 229.66

أيضا هناك تم جمع المكرر الأول والثاني وتم إيجاد متوسط لكل القيم ومن ثم بدأنا التحليل المشترك ولكن سيتم إيجاد تباينات الصفوف والتغايرات ما بين الأباء والنسل لكل مكرر علي حده كما يلي

جدول ٦ ـ ٩ نتائج التباين والتغاير للصفوف المتوقعة والفعلية والفرق بينهما في القطاع الأول .

Array	Wr			Vr		
	Observed	Expected	Difference	Ob.	Exp.	Diff.
1	74.84	73.74	+1.10	56.29	57.40	-1.10
2	86.36	82.14	+4.22	61.57	65.80	-4.22
3	42.22	38.38	+3.383	18.21	22.04	-3.83
4	30.10	30.93	-8.82	15.42	14.59	+0.82
5	36.39	36.41	-0.01	20.09	20.07	+0.01
6	100.29	104.73	-4:44 .	92.84	88.39	+4.44
	370.22			264.44		

WoLI = 61.7042 , VILI = 44.0736

VoLo = 124.79-126.47 = -1.68

VoLI = 32.43 – 33.74 = - 1.30

(ML1 – MLo) 2 = 0.33 – 0.22 = +0.11

جدول ٦ – ١٠ نتائج التباين والتغاير للصفوف المتوقعة والفعلية والفرق بينهما في القطاع الثاني

Array	Wr			Vr		
	Observed	Expected	Difference	Ob.	Exp.	Diff.
1	89.99	96.82	-6.83	87.31	80.48	+6.83
2	83.15	78.72	+4.42	57.96	62.38	-4.42
3	49.89	47.55	+2.33	28.88	31.21	-2.33
4	24.55	24.26	+0.28	7.63	7.92	-0.28
5	49.42	49.70	-0.28	33.64	33.36	+0.28
6	86.28	90.09	-3.80	77.55	73.75	+3.80
	383.30			293.00		

WoLoI = 63.89 , VILI = 18.83

VoLo = 128.16 – 126.47 = -1.068

VoLI = 35.05 – 33.74 = +1.30

(ML1 – MLo)2 =0.11 – 0.22 = - 0.11

وتوضح الخطوات التالية طريقة تحليل التباين لاختيار تجانس أو تماثل السلالات تحت الدراسة .

١- إيجاد الفرق ما بين Wr- Vr :

يتم ذلك علي أساس كل مكرر ويمكن فرض ذلك في الجدول التالي (٦ – ١١)

جدول ٦ - ١١ قيم Wr - Vr في القطاعين

Blocks	$W_1 - V_1$	W_2-V_2	W_3-V_3	W_4-V_4	W_5-V_5	W_6-V_6
1	18.55	24.76	24.01	14.68	16.30	7.45
2	2.68	25.19	21.01	16.92	15.78	8.73

ومن خلال لهذه البيانات يمكن إجراء تحليل التباين . ويوضح الجدول التالي (٦ -١٢) نتيجة التحليل ، حيث يتضح أن السلالات متماثلة أو متجانسة.

جدول ٦ - ١٢ تحليل التباين لاختبار تجانس السلالات عن طريق Wr-Vr

S . O . V	S.S	D.F	M.S	F
Lines (Arrays)	428.18	5	85.63	3.75
Blocks	20.02	1	20.02	
Error	114.11	5	22.82	
Total	562.31	11		

$F_{0.05} = 5.05 > 3.75$

وحيث أن قيمة F الجدولية أكبر من قيمة F المحسوبة ، أي لا يوجد هناك معنوية أي لا يوجد دليل علي عدم انطباق شروط تحليل الطريقة وعليه فيمكن تكملة التحليل.

ومن خلال بيانات القطاعين يمكن إيجاد القيم التالية كمتوسط واللازمة للتحليل في الخطوات التالية بعد ذلك .

VoLo	WoLoI	VILI	VoLI	$(ML_1 - MLo)^2$
126.47	62.79	46.45	33.74	0.22

ويمكن إيجاد مكونات التباين الوراثي بعد ذلك باستخدام المعادلات السابقة وهي

$D = 120.19 \neq 2.98^{**}$

$F = -6.60 \neq 3.65^{*}$

$H_1 = 44.34 \neq 7.58^{**}$

$H_2 = 38.25 \neq 6.77^{**}$

$E = 6.28 \neq 1.13^{**}$

ويجب أن نلاحظ القيم التالية أصبحت متغيرة هنا أيضا وعلي النحو التالي :

$Wr = ½ (WoLo_1 - V1L_1 + Wr + Vr)$

$Vr = ½ (-WoLo_1 + V1L_1 + Wr + Vr)$

$VoLo = D + E$

$$VoL1 = (1/4)\,D - (1/4)F + (1/4)\,F + (1/4)\;H_1 - (1/4)\,H_2 + \frac{E}{n2}$$

(E = E in basic formulas)

ونلاحظ أيضا وفي الاتجاه الثاني للتحليل أن تقسم قيمة التباين المشتركة علي (2)

٦- ٤ طريقة تحليل طريقة ياتس وهايمن Yates and Hayman للهجن التبادلية

تلعب العوامل الإضافية دورا هاما في التأثير الأموي ، ولتقدير هذا التأثير فقد اقترح Yates عام ١٩٤٧ تصميما أطلق عليه التأثير الإضافي للجينات ثم عدله بعد ذلك Hayman عام ١٩٥٤ والمعادلة العامة لهذا الموديل أو هذا التصميم هي كالآتي :

$$Xrs = m+gr + js + jrs + kr - K_s + 2Krs$$

حيث أن :

- m هي المتوسط العام
- js , jr هي متوسط انحرافات هجن الجيل الأول (الهجن والهجن العكسية) عن المتوسط العام للأباء ويطلق عليه أحيانا تفاعل الأباء والهجن العكسية
- 2kr هي الاختلاف ما بين تأثيرات السلالات الأموية والأبوية المستخدمة
- 2krs هي الاختلافات الناتجة عن الحالات العكسية

ويوضح الجدول التالي (٦ - ١٣)تحليل التباين بهذا الموديل الخاص بالتأثيرات الإضافية للجينات

جدول ٦ -١٣ مكونات تحليل التباين لطريقة Hayman 1954 (طريقة التأثيرات الإضافية للجينات)

Genetic Components	D.F	S.S	Components
a (additive)	n-1	$\sum (xr.+x.r)^2 /2n - (2x^2 ../ 2n)$	jr
b (dominance)	1/2 n(n-1)	$\sum x^2 rs+ x^2 ../n2- \sum (xrs-xsr)^2 /2 - \sum (xr.-x.r)^2 /2n$	jrs
c reciprocal	n-1	$\sum (xr.-x.r)^2 /2n$	Kr
d Error	1/2 n(n-1)	$\sum (xrs-xsr)^2 4- \sum (xr.-x.r)^2 /2n$	Krs
Total	2n-1	$\sum x^2 rs-x^2 .. /2n$	

حيث أن (a) تعبر عن التأثير الإضافي ، b تعبر عن التأثير السيادي للمواقع الوراثية وسوف تفصص b إلي مكوناتها المختلفة فيما بعد وهي b1 , b2 , b3 كما يتضح من الموديل الآخر والخاص بالتأثيرات السيادية .

والمعادلة العامة لهذا الموديل كما أوضحها Hayman عام ١٩٥٤ كما يلي :

$$Xrs = m + jr + js + L - Lr + Ls + Lrs + Kr - Ks + Krs$$

حيث أن :

$$r \neq S$$

وأن

$$Xr = m + 2jr - (n-1)L - (n-2)Lr$$

وذلك بالنسبة لـــ Xrr

وأن : L هي متوسط انحراف التأثير السيادي

Lr هي متوسط انحراف التأثير السيادي المتسبب عن الأب r

Lrs هي متوسط انحراف التأثير السيادي المتسبب عن تفاعل الأباء (S, r)

ويوضح الجدول التالي (جدول ٦ – ١٤)تحليل تباين هذا الموديل الإحصائي والخاص بقيم التأثيرات السيادية للجين .

جدول ٦ -١٤ تحليل مكونات التباين بطريقة Hayman 1954 (طريقة التاثيرات السيادية

Genetic components	D.F	S.S	Components
b1	1	$(x.. - nx.^2)/n^2\ (n-1)$	L
b2	n-2	$\Sigma (xr.+x.r-nxr)^2 /n-2 - 2(x.. - nx.)^2 /n^2 (n-2)$	Lr
b3	1/2 n(n-3)	$\Sigma (xrs + xsr)^2 /4- \Sigma xr^2 - \Sigma (xr.+x.r-2xr)^2 / 2\ (n-2)+(x..-x.)^2 /(n-1)(n-2)$	Lrs

ويمكن الجمع ما بين الموديل الإضافي والسيادي كما في الجدول التالي(جدول ٦ – ١٥) مع بيان متوسط مجموع مربعات الانحرافات المتوقعة

جدول ٦ ـ ١٥مكونات تحليل التباين للموديل الاضافى والسيادي معا Hayman1954

S.O.V	D.F	E.M.S
(L) = (D – F – H1 + H2	n-1	$2n \Sigma i\ ui\ vi\ (di - hi\ wi)^2 + S^2 e$
)	1	$4n2\ (\Sigma i\ ui\ vi\ hi)^2 /(n-1) + S^2 e$
h2	n-2	$4n\ \Sigma i\ ui\ vi\ wi^2\ h^2 i/(n-2) + S^2 e$
b2 H1 – H2	1/2n(n-3)	
b3	1/2n(n-1)	$8\ \Sigma u^2 i\ v^2 i\ h^2 i + S^2 e^2$
b H2	n-1	$S^2 r + S^2 e$
e	½(n-1)(n-2)	
d	a + b + c + d	تمثل مجموع كل من
b Cont. Table 15-6		
B		تمثل الاختلافات ما بين المكررات
Ba Bb1 Bb2 Bb3 Bb Bd Bc Bt		تمثل مجموع التفاعل ما بين المكونات الوراثية والمكررات

ومن هذا الجدول نلخص الآتي :

١- (a) تمثل التباين الراجع للعوامل الإضافية .

٢- (b) تعبر عن التباين الراجع للعوامل السيادية

٣- (b1) تعبر عن متوسط انحرافات قيم F_1 عند متوسط الأبوين . وهذه إذا لم تكن معنوية (الاختبار للصفر) فهذا يعني أن متوسط الأباء لا يختلف عن متوسط النسل وإذا كانت معنوية فهذا يعني أن هناك اختلافات ما بين متوسطي الأباء والنسل وهذا لا يتأتي إلا إذا كانت الانحرافات السيادية بالنسبة للجينات ذات اتجاه واحد سائد وغير متذبذب.

٤- (b2) تعبر عن متوسط الانحراف السيادي في $F`_1s$ بالنسبة لمتوسط قيم الآباء خلال كل صف . وإذا كانت معنوية ، فهذا يعني أن الليلات السيادية لهذه الصفة تحت التحليل ذو أكثرية عن الليلات ذات التأثير المتنحي ، كذلك $Wi = o$ ، $Vi = ui$ أي أن تكرار الأليلين متساوي .

٥- (b3) وهي تمثل انحراف التأثير السيادي المتسبب عن تفاعل العوامل الوراثية في الأباء وهذه إذا كانت معنوية فيمكن القول بأن التأثيرات السيادية لا يمكن إرجاعها إلي b1 , b2 ولكن لجزء جديد وهو راجع إلي b3 إلا وهو الناتج من التفاعل في العوامل الوراثية في الأباء.

٦- (c) تعبر عن التباين الراجع التأثير الأموي .

٧- (d) تمثل الاختلافات العكسية والغير راجعة للتأثير الأموي وهذه وعند غياب المكررات يمكن اعتبارها بمثابة الخطأ الكلي والتي ستقارن بها كل من a , b عند إجراء الاختبار .

٨- (B) تعبر عن الاختلافات ما بين المكررات وبقية التفاعلات هي تفاعلها مع المكونات السابقة.

والجدول التالي يوضح الموديلين الإضافي والسيادي معا وكيفية حساب مجموع مربعات الانحرافات ودرجات الحرية الخاصة لكل مكون مع الافتراض بأن التحليل سيجري علي مكررين وسوف نتابع بعد ذلك أمثلة عددية لتوضيح كيفية الوصول إلي التحليل النهائي فضلا عن عمل تعليق عام علي هذه الطرق من طرق هايمن للتحليل .

جدول٦ -١٦ تحليل التباين للتأثيرات الإضافية والسيادية ومكوناتها بتصميم Hayman عام ١٩٥٤

Item	D.F	S.S
a	n-1	$\Sigma (xr. + x.r)^2/2n-2x^2... /n^2$ for I + II (or + II)
b	1/2n (n-1)	$\Sigma xr^2s + x^2../n^2- \Sigma(xrs-xsr)^2/2- \Sigma(xr.-x.r)^2/2n$ For (I + II or +III)
b1	1	$(x.. - n x.)^2/n^2(n-1)$
b2	n-2	$\Sigma (xr. + x.r-nxr)^2/n-2 (2x..-nx.)^2/n^2(n-2)$ for (I + II or + III)
b3	1/2n(n-3)	$\Sigma (xrs + xsr)^2/4- \Sigma xr^2 - \Sigma(xr. - x.r - 2xr)^2/2(n-2) + (x.. - x..) 2/(n-1) (n-2)$ For I + II or III
c	n-1	$\Sigma (xr.-x.r)^2/2n$ for (I + II or III)
d	1/2 (n-1) (n-2)	$\Sigma (xsr - xrs)^2 /2- \Sigma (xr. - x.s)^2 /2n$ For (I + II or III)
Block (B)	r-1	
Bxa	(r-1)(n-1)	
Bxb	(r-1) /(2n(n-1))	
Bxb_1	r-1	
Bxb_2	r-1(n-1)	
Bxb_3	(r-1)(1/2n(n+1))	
BxC	(r-1)(n-1)	
Bxd	1/2 (r-1) (n-2)	
Block interaction	n^2-1	
Total	$2n^2$-1	

* ملاحظة: لإيجاد التداخل أو التفاعل فهو يحسب من : مجموع مربعات انحرافات المكررة الأولى + الثانية + الثالثة – أن وجدت (مجموع مربعات انحرافات المكررات معا أي مجموعهم) .

- مكونات الجدول السابق نقلا عن Mather1971 .

مثال عددي تحليلي :

يوضح الجدول التالي (٦ –١٧) بيانات لصفة طول الكوز . هذه البيانات تمثل ٢١ هجين فردي والهجن العكسية لها نتيجة لإجراء أو تنفيذ طريقة الهجن التبادلية و تشمل على سبعة آباء سلاليـــة (المكررة الأولى)

جدول ٦ - ١٧ترتيب وتحليل بيانات الهجن الناتجة من 7×7 لصفة طول الكوز(المكررة الأولى)

Lines	L66	L16	L20	L19	L22	L21	Cher	Xr.
L66	15.2 (Xr)	17.4 (Xrs)	18.0	17.1	18.5	14.1	14.1	116.1
L16	18.5 (Xsr)	11.5	16.1	16.4	15.3	15.3	17.3	110.4
L20	18.1	16.1	14.1	17.0	19.7	15.8	16.9	117.9
L19	18.3	15.4	16.9	14.2	14.2	13.2	17.2	109.4
L22	13.9	16.0	17.6	19.3	14.5	15.2	15.3	111.8
L21	18.6	19.3	15.0	15.4	16.3	13.5	17.0	110.1
Cher.	13.7	15.0	16.3	17.0	15.5	17.3	13.0	107.8
X.r	116.3	105.7	114.0	116.4	114.0	104.4	112.5	783.3 (x..)
Xr.+X.r	232.4	216.1	231.7	225.8	225.8	214.4	220.3	1566.6 (2x..)
X.r-X.r	-0.2	4.7	3.7	7.0	-2.2	5.7	-4.7	96.0 (x.)
Xr.+X.r-n.Xr	126.0	135.6	133.0	126.4	124.3	120.0	129.3	894.6(2x..-n)
Xrs – Xsr		-1.1	-0.1	-1.0	4.6	-4.5	2.1	
				1.0	-0.7	1.0	2.3	
				0.1	2.1	0.8	0.6	
					-5.1	-2.2	0.2	
						-1.1	-0.2	
							-0.3	

* لاحظ أن قيمة r = ٣ ، وقيمة n = ٧(تمثل عدد الأباء الداخلة في التهجين) . وبعد ذلك يمكن وضع كل القيم المحسوبة في الجدول التالي (جدول ٦ –١٨) ويعمل نفس الشيء للمكررات الأخرى).

جدول ٦ -١٨ مجموع المربعات لبيانات الجدول السابق

S.S	Replications			Σ (I+II+III)
	I	II	III	
Σx^2rs	12672.35	11748.31	13014.28	37305.71
$x..^2/n^2$	12521.61	11580.83	12859.56	36943.97
$\Sigma (xr.+x.r)^2/2n$	25064.82	231.84.74	25754.47	73957.72
$(x.. - nx.)^2/n\ (n-1)$	42.14	46.56	43.20	131.83
$\Sigma (xr.+x.r-nxr)^2/n(n-2)$	3271.38	3106.78	3361.93	9775.92
$2\ x..-nx.)^2/n^2(n-2)$	3266.56	3091.52	3354.05	9709.36
$\Sigma (xr.-x.r)^2/2n$	10.30	16.85	10.50	22.47
$\Sigma (xrs-xsr)^2/2$	47.79	45.10	33.30	56.66

* r > S

وهذه القيم يمكن استخدامها في المعادلات المناسبة لها لإيجاد مكونات التباين الوراثي وهي a , b ومكوناتها والتداخلات الخاصة لكل مكون ويوضح الجدول التالي(٦ – ١٩) قيم هذه المكونات

جدول٦ -١٩ تحليل التباين لمكونات التباين المختلفة لصفة طول الكوز.

Items	D.F	S.S	M.S	F	P	E.M.S
(a) $D-F+H_1+H_2$	6	69.78	11.63	10.02	<0.001	$2n\ \Sigma n_i v_i\ (d_i-h_i\ wi)^2+s^2e$
(b1)h^2	1	131.83	131.83	113.65	<0.01	$4n^{2l}(\Sigma\ u_i v_i\ h_i)^2/(n-1)+S^2e$
(b2)H_1-H_2	6	16.56	2.76	2.38	<0.05	$4n\ \Sigma\ u_i\ v_i\ w_i^2\ h_i^2/n-2+S^2e$
b_3	14	86.91	6.21	5.35	<0.001	
(b) H_2	21	235.3	11.2	9.65	<0.001	$8\ \Sigma u^2{}_i v^2{}_i h^2{}_i+S^2e$
(C)	6	22.47	3.74	3.22	<0.001	$S^{12}\ r + s^2e$
d	15	34.19	2.28	1.96	>0.05	$S^2r + S^2e$
t	48	361.74				
B	2	18.03	9.01	7.77	<0.001	
Ba	12	10.25	0.85			
Bb_1	2	0.07	0.04			
Bb_2	12	11.4	0.95			
Bb_3	28	19.95	0.71			
Bb	42	31.42	0.75			
Bc	12	15.18	1.26			
Bd	30	54.35	1.81			
Bt	96	111.2	1.16			

ويتضح من بيانات هذا الجدول أن :

١ـ متوسط مجموع مربعات انحراف التأثيرات الإضافية كان معنويا مما يدل علي أهمية هذه العوامل للصفة تحت الدراسة ، كذلك كانت قيم (b1) معنوية وهذا يدل علي أن هناك اختلافات ما بين متوسط النسل والأباء ويدل هذا أيضا علي أن تأثيرات الجينات السيادية تأخذ اتجاه واحد وليس اتجاها متذبذبا.

٢ـ كانت قيمة b2 أيضا معنوية وهي المعبرة عن أن الليلات ذات التأثير السيادي ذو أكثرية عن الليلات ذات التأثير المتنحي لذلك فأن $ui = vi = 1/2$

٣ـ كانت قيمة (b3) أيضا معنوية ، وهذا يعني أن تفاعل الليلات الأبوية معنوي وأن التأثير السيادي أيضا معنوي التأثير.

٤ـ كانت قيمة (c) معنوية مما يدل علي أن التأثير الأموي مهم ، ولم تكن الاختلافات ما بين المكررات معنوية كما هو واضح وعند احتمال ٠٠١و وأن E والممثلة بـ Bt كانت ١,١٦

٦ ـ٥ تعليق عام : سوف نستعرض هنا مثالين لتجربتين ، إحداهما أجريت علي محصول القمح لتمثل محاصيل ذاتية التلقيح وأخري أجريت علي محصول الذرة الشامية لتمثل محاصيل خلطيه التلقيح ومن خلالهما سوف نعلق تعليقا عاما علي طرق تحليل Hayman .

أولا : علي محصول القمح :

أجري El - Haddad عام ١٩٧٥ دراسة تحليلية وراثية من خلال استخدامه لنظرية الهجن التبادلية Diallel Crosses لستة سلالات من القمح وهي Miystad , A35-213 نرويجية المصدر وواحدة مكسيكية المصدر هى Sonora 64 والثلاثة الأخري Giza 45 ، طوسون ، وبلدي ١١٦ والسلالات الخمسة الأولي تابعة لـ T. aestivum ، والسلالة بلدي ١١٦ من T.pyramidale . ويوضح الجدول(٦ ـ ١٩) التالي على مكونات التباين الوراثي والخطأ القياسي لصفتين ، هما ميعاد التزهير ، طول القش ويتضح من هذه البيانات .

١ـ كان التباين الإضافي (D) معنويا لكل من صفة طول القش والتزهير .

٢ـ كان التباين السيادي (H1) عالي المعنوية ولكنه صغير بالنسبة للتباين الإضافي لكلا الصفتين ومن المعروف أن أساس الموديل الإضافي السيادي dominance –model additive أن

يكون التباين الإضافي ضعف التباين السيادي باستمرار وهذا ينطبق علي صفة طول القش وعلي صفة التزهير فقد كانت النسبة بينهما ١,٥ .

٣- كان المكون (H2) والذي يعبر عن تباين التأثيرات السيادية المرتبطة بتوزيع الجين معنويا .

جدول ٦ - ٢٠ مكونات التباين الوراثي لصفة ميعاد التزهير وطول القش للهجن الناتجة ما بين ٦×٦

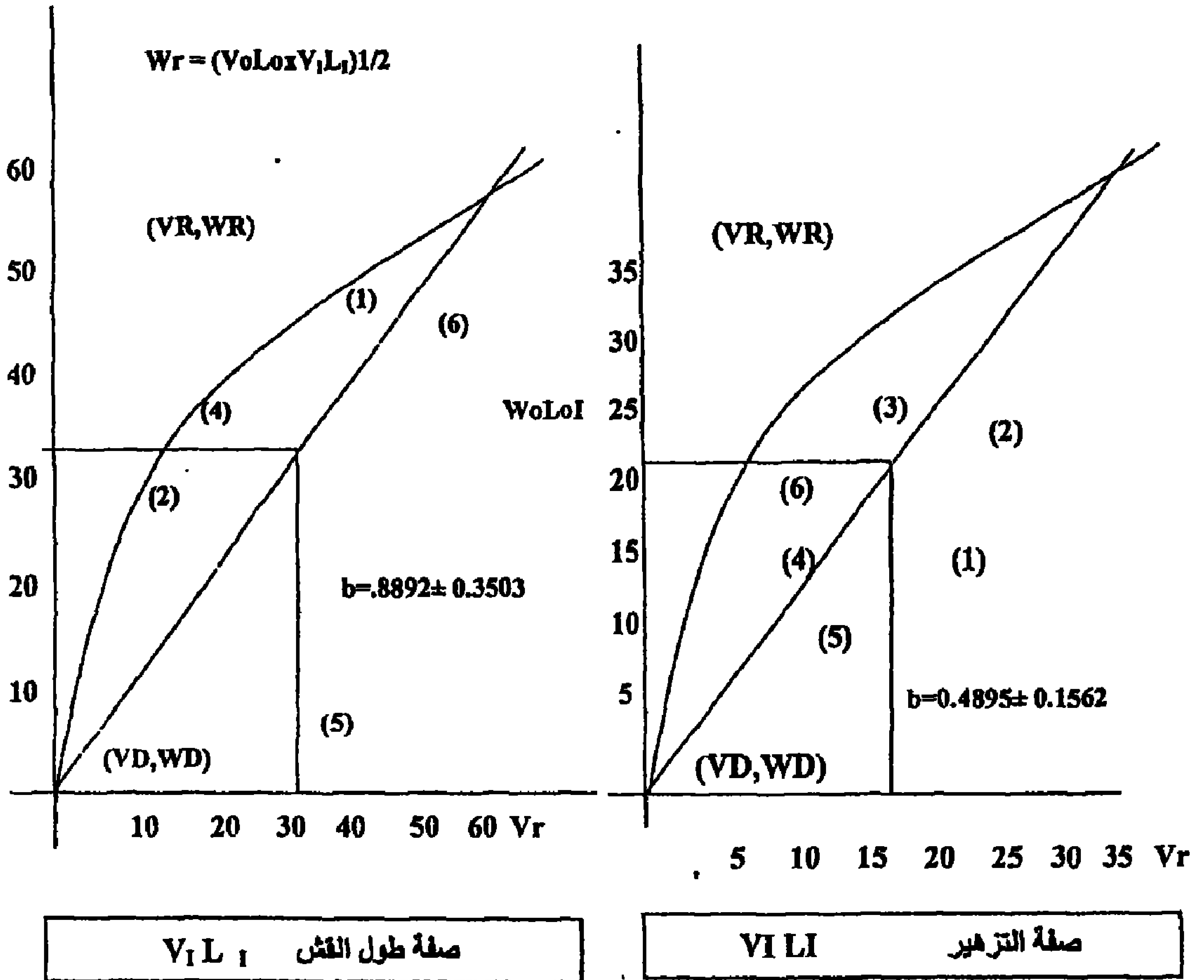
Gentic components	Heading date	Stem length
D	34.5± 2.8**	86.1±6.6**
F	1.4 ± 6.9	22.5 ± 16.2
Ĥ1	23.6 ± 7.2**	46.6 ± 16.8
Ĥ2	19.2 ± 6.4**	41.5 ± 15.0**
$h^2$2	.71.2 ± 4.3**	458.4 ± 10.1**
E	5.6 ± 1.1**	8.6 ± 2.5**
(Ĥ1/D)1/2	0.8	0.7
Ĥ2/4 Ĥ1=uv	0.2	0.22
(4DH1)1/2+F/(4D Ĥ)1/2-F	1.0	1.4
$h^2$2/ Ĥ2	3.7	11.0
hertabitity		
(narrow)	64.3%	64.3%
(broad)	80.7%	83.8%

٤- أظهرت النتائج أيضا بأن هناك سيادة في الصفتين ولكن ليس هناك توزيع جيني متماثل أو متناسق asymmetrical

٥- كان المكون h^2 والذي يعبر عن التأثيرات السيادية الكلية بالنسبة للمواقع غير المتماثلة heterozygous معنويا لكلا الصنفين وهذا يوضح أن التأثير السيادي يرجع إلي عدم التماثل وعلي الجانب الأخر نجد أن التغاير بين التأثيرات الإضافية والسيادية لم يكن معنويا (F) مما يدل علي أن علاقة التوزيعات الليلية السيادية والليلية المتنحية كانت تقريبا متساوية

٦- كانت قيم المكون $(\hat{H}1/D)^{1/2}$ وهو مقياس وزني لدرجة السيادة عند كل موقع وراثي ٨٣ ، ٧٤, لصفتي التزهير وطول القش علي التوالي ، مما يدل علي أن المتحكم في وراثة هذه الصفة هو Partial dmominance (أقل من الوحدة) ، أما قيم المكون $uv = \hat{H}2/4\ \hat{H}1$ كانت للصنفين علي التوالي ٢, ، ٢٢, مما يدل علي أن هناك بعض من عدم التماثل للمواقع التي أظهرت السيادة (هذا المكون يظهر تكرار العوامل السيادية)

٧- كان المكون $\frac{(4DH1)1/2+F}{(4DH1)1/2-F}$ مساويا للوحدة لصفة طول القش ويقترب منها لصفة التزهير ومع ذلك فلم تكن قيم F معنوية وهذا يعني أن الجينات السيادية والمتنحية يتحكمان في وراثة الصفات تحت الدراسة وبدرجة غير متساوية . كذلك أوضحت الدراسة أن عدد العوامل الوراثية المتحكمة في كوارث هذه الصفات هي ٤ لصفة التزهير ، ١١ لصفة طول القش.



ويتضح من الرسوم البيانية السابقة أن

١ - أن ارتداد Wr علي Vr في صفة طول القش لم يختلف معنويا عن الوحدة مما يدل علي عدم وجود تفوق Epistasis ولكن لصفة التزهير كان هناك ما يدل علي وجود تفوق non allelic interaction وذلك لبعض الصفوف Arrays أو أن التباين البيئي يلعب دورا كبيرا في هذه الصفة ونلاحظ أيضا أن خط الارتداد كان يقع أعلا قليلا من نقطة الأصل وهذا يعني أن حالة السيادة هنا جزئية (وهذا ما يؤكد نتائج التحليل السابق) .

٢ - كان الصنف طوسون رقم (٢) ، Sonra رقم (٦) يحوزان علي معظم الجينات الأبوية ذات التأثير المتنحي وذلك لصفة التزهير والقش في حين كان Moystad رقم (٥) حائزا علي معظم الليلات السيادة لكلا الصفتين . وفي الجانب الآخر نجد أن صفة القش للأصناف بلدي ١١٦ ، طوسون وجيزة 100 , 213 - A35 تحوز علي جينات متوازنة ذات التأثيرات السيادية أو المتنحية . وحازت الأصناف بلدي ١١٦ ، جـ Sonora 64 ,A35, 155، علي وحدات متساوية تقريبا من التأثيرات الجينية السائدة والمتنحية لصفة التزهير.

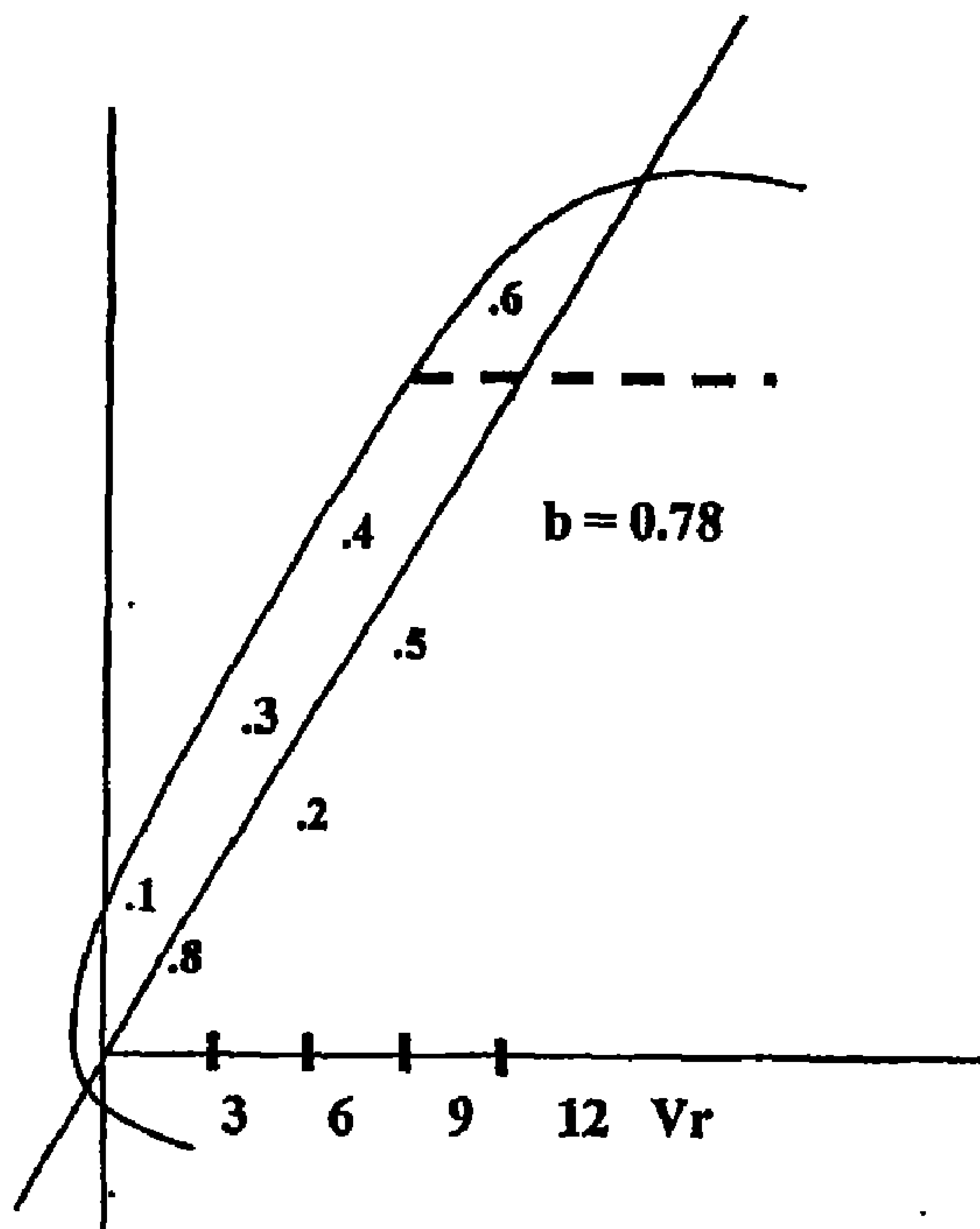
ثانيا : علي محصول الذرة الشامية :

أجري Piovarci عام ١٩٧٥ في تشيكوسلوفاكيا دراسة وراثية تحليلية علي مكونات المحصول لبعض سلالات الذرة الشامية (ثمانية سلالات) باستخدام طريقة الهجن التبادلية وحلل النتائج بطريقة الرسوم البيانية وطريقة Grifling لعام ١٩٥٦ لتقدير القدرة العامة والخاصة علي التآلف والآتي عرض لأهم النتائج .

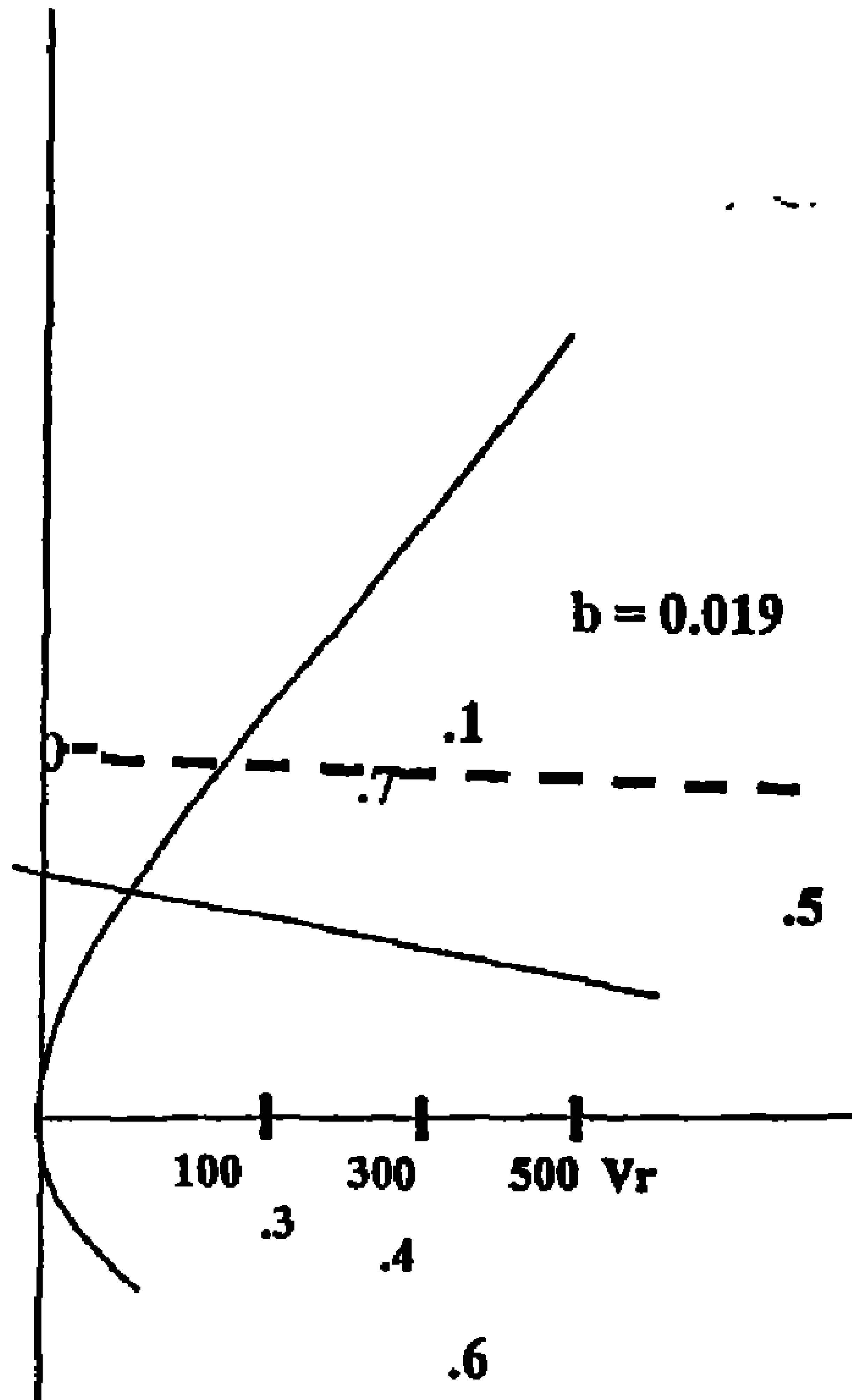
١- بالنسبة لصفة محصول الحبوب ، اتضح من الرسم والتحليل وجود حالة تفوق Epistasis أي وجود حالة non allelic interactions وقد يكون هذا التفوق من النوع السيادي لأن النسبة H1/D أوضحت أهمية العوامل السيادية .

٢- بالنسبة لصفة طول الكوز ، كانت حالة السيادة الفائقة هي المهمة .كما أوضحت التحليلات أن التأثيرات المضيفة مهمة بجانب السيادية و الفائقة

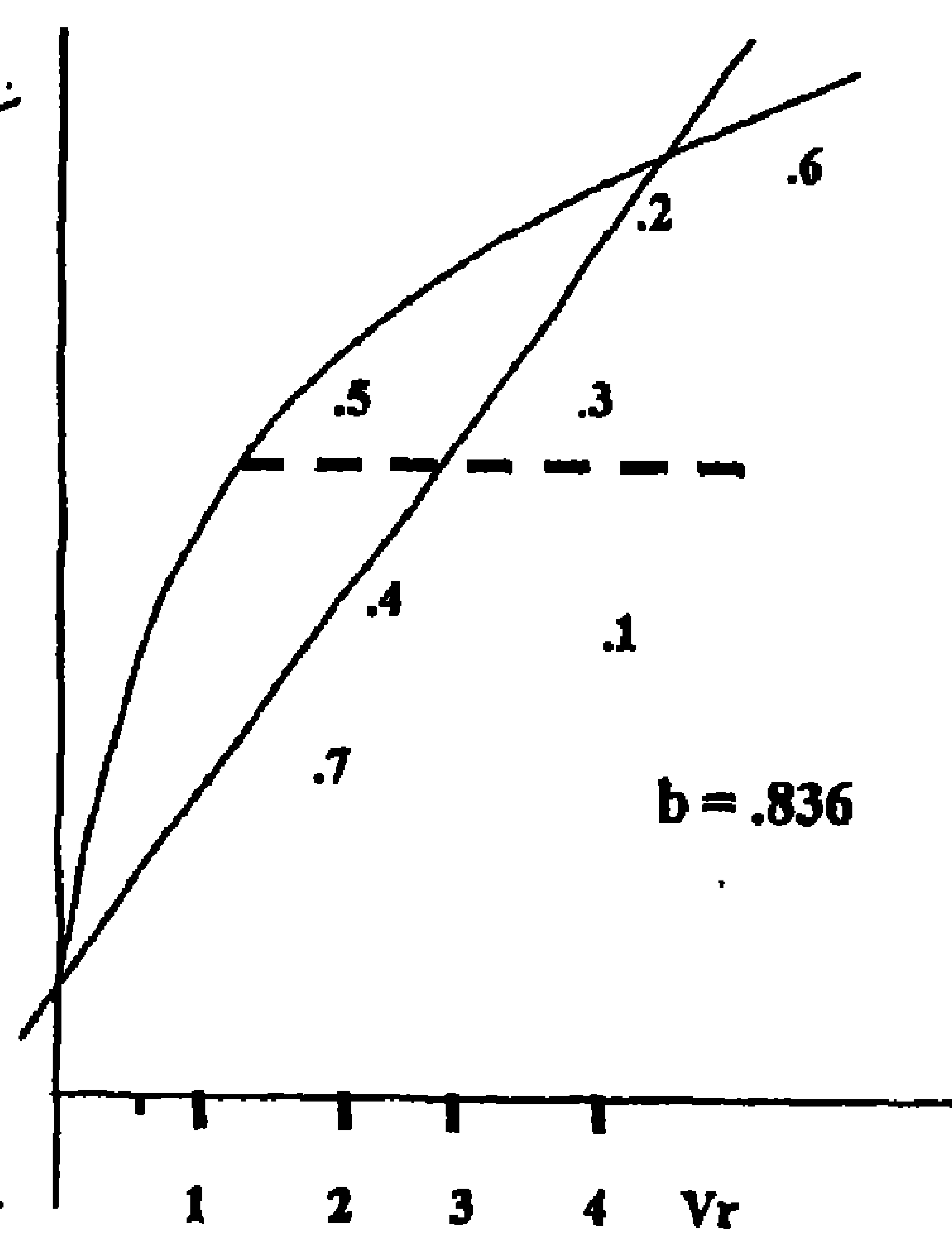
٣- لصفة عدد الحبوب في الصف ، كان المتحكم فى وراثتها هى العوامل السيادية الفائقة وقد كانت النسبة ١,٩٤ .



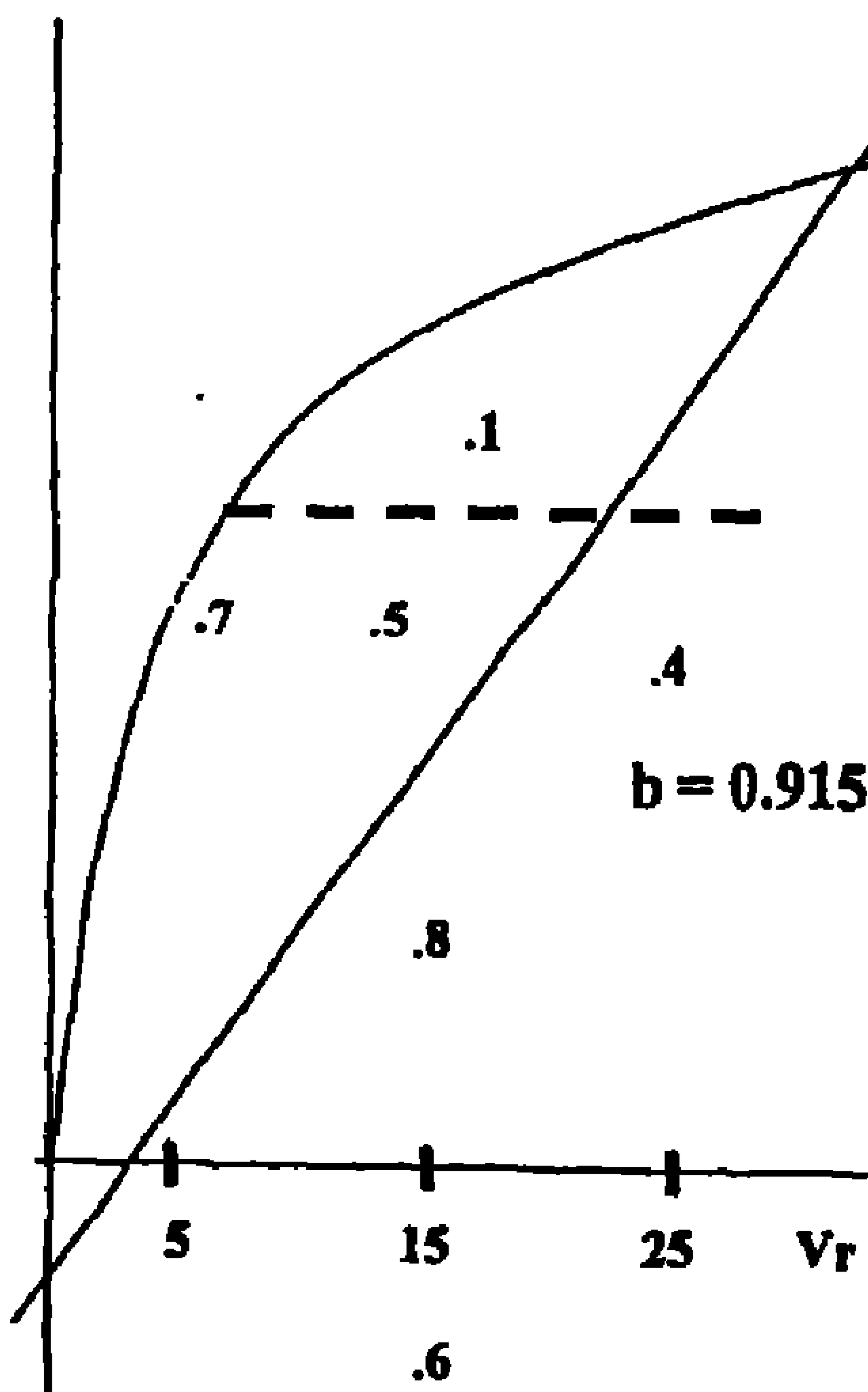
صفة طول الكوز



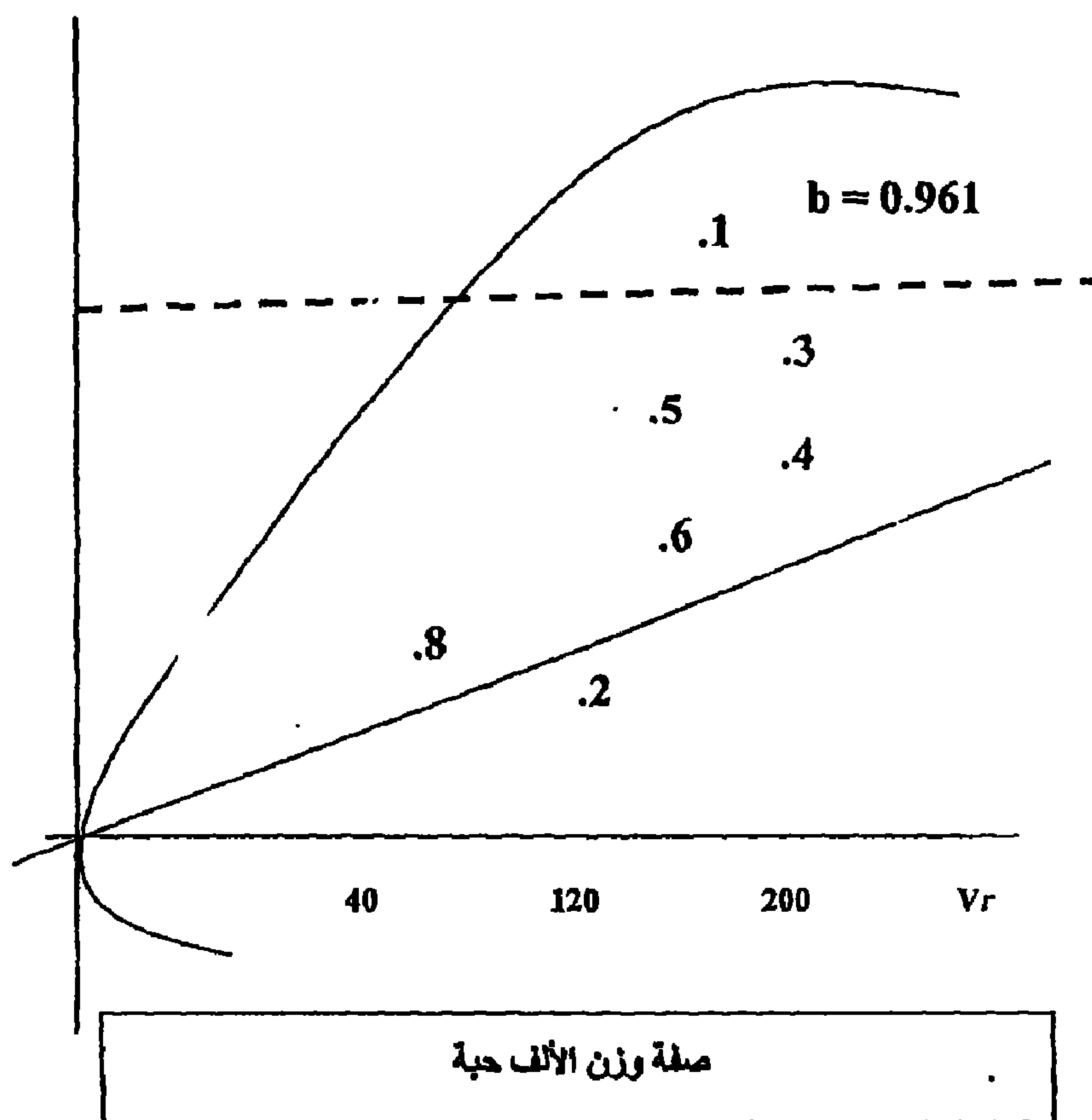
صفة محصول الحبوب



صفة عدد الصفوف



صفة عدد الحبوب في الصف



٤- لصفة عدد الصفوف ،أظهرت حالة سيادة جزئية ، وتواجد مهم للعوامل المضيفة. ولقد كان معامل الارتداد غير منحرف معنويا عن الوحدة. وواضح ايضاً من التحليل أن F = -٢,١٦ مما يدل علي أن هناك أهمية للعوامل ذات التأثير المتنحي .

٥- لصفة الإلف حبة – كانت قيمة (b) منحرفة غن الوحدة مما يدل علي أهمية السيادة مع التفوق ويلعبان دورا في التعبير عن وراثة الصفة . ومن الرسم يتضح أن هناك انعدام سيادة no dominance مع أهمية العوامل المتنحية .

٦- لصفة عدد الحبوب في الصف ، كان المتحكم في ورثتها هي العوامل السيادية الفائقة وقد كانت النسبة ١,٩٤ .

٧- لصفة عدد الصفوف ،أظهرت خالة سيادة جزئية ، وتواجد مهم للعوامل المضيفة. ولقد كان معامل الارتداد غير منحرف معنويا عن الوحدة. وواضح ايضاً من التحليل أن F = -٢,١٦ مما يدل علي أن هناك أهمية للعوامل ذات التأثير المتنحي .

٨- لصفة الإلف حبة – كانت قيمة (b) منحرفة عن الوحدة مما يدل علي أهمية السيادة مع التفوق ويلعبان دورا في التعبير عن وراثة الصفة. ومن الرسم يتضح أن هناك انعدام سيادة no dominance مع أهمية العوامل المتنحية.

واتضح من تحليل البيانات بطريقة Grifling أن التأثيرات العكسية لمحصول الحبوب ومكوناته لم تكن معنوية وكانت قيم تأثيرات ة القدرة العامة هي المعنوية فقط ويوضح الجدول التالي (جدول ٦ – ٢١) تأثيرات القدرة العامة علي التآلف .

جدول ٦ - ٢١ قيم تأثيرات القدرة العامة لمحصول الحبوب ومكوناته للتجربة السابقة .

Lines	Traits				
	Yield	Ear length	No of kernel/ row	No of rows	Weight of 1000 kernels
(1) 5DS	1.40	0.23	0.11	1.26	-15.40
(2) A509	0.55	-0.02	1.41	0.23	-24.02
(3) Co 1451	5.40	-0.02	0.08	0.50	-2.46
(4) 0152	5.94	-1.34	0.20	1.26	-14.95
(5)10975	10.45	-0.66	-3.11	-0.91	33.22
(6) W116	10.41	1.06	-0.29	-0.85	0.75
(7) 47	7.05	0.83	-0.26	0.50	9.42
(8) 70805	0.48	2.07	1090	-2.01	13.93
S(gi – gj)	2.11	0.12	0.29	0.10	2.10

٥-٥ طريقة تحليل مورلى وجونز Morley and Jones لتقديرالتباين الوراثي فى طريقة الهجن التبادلية النصفية

كما أوضحنا مسبقا أن Yates عام ١٩٤٧ هو أول من وضع تحليلا لطريقة الهجن التبادلية وتلا ذلك Hayman عام ١٩٥٤ وقد اشتملت كل هذه التحليلات علي وجود الاختلافات العكسية وبعبارة أخري أنه يشترط في موديل هايمن أن تكون الهجن والهجن العكسية متوافرة حتى يتم التحليل ، في حالتنا التي نحن بصددها الآن لا يشترط هذا . ومما هو جدير بالذكر أن كلا الموديلين – الموديل الخاص بهايمن وهذا الموديل والخاص Morley Jones والذي نحن بصدده الآن يشتركان في بعض المصطلحات الهامة مثل ، التأثيرات الإضافية (u) ، والتأثيرات السيادية وهي b1 , b2 ويمكن الحصول علي b3 بواسطة الطرح من المجموع الكلي . ويمكن من خلال المعادلات التالية حساب مجموع مربعات الانحراف للمكونات التالية .

١- التأثيرات الإضافية

$$a = \frac{1}{n+2}\ dev^2\ u\ r$$

ودرجة الحرية الخاصة بها هي (1-n)

٢- التأثيرات السيادية (b1)

$$b1 = [\ 2y.. - (n+1\ )y.]^2 / n(n^2-1)$$

ودرجة الحرية الخاصة بها تساوي واحد.

٣- التأثيرات السيادية (b2)

$$b2 = \ 1/ n^2 - 4\ dev^2\ tr$$

حيث أن درجة الحرية الخاصة بها هي (n-1)

$$tr = 2yr. - nyrr = 2ur - (n+2)\ yrn.$$

مثال عددي تحليلي :-

هذا المثال أورده whitehouse وآخرين عام ١٩٥٨ لتحليل صفة محصول القمح الربيعي ويوضح الجدول التالي (جدول ٦-٢٢) البيانات الأصلية المتحصل عليها لتحليلها بهذه الطريقة .

جدول ٦ – ٢٢ البيانات الأصلية في تحليل طريقة الهجن النصفية مكونة من ٤×٤

1	2	3	4	ur	tr
33.90	42.00	35.60	38.7 y1.	184.10	164.80
	31.00	36.70	39.1 y2.	179.80	173.60
		30.00	34.5 y3.	166.80	153.60
			32.8 y4.	177.90	159.00
Total				708.6	651
Mean				177.15	162.75

حيث أن :

- Ur = مجموع التهجينات المشترك فيها الأب مضافا إليها قيمة الأب نفسه وبعبارة أخري فهي تساوي

(ur = jry = yr. + yrr)

- tr = (الأب وتهجيناته × ٢ – قيمة الأب ×عدد الأباء) وبعبارة أخري فهي تساوي

(2ur – (n+2) yrr)

حيث أن (n) هي عدد الأباء ، yrr هي قيمة المطلوب تقدير (tr) له

١- yrs هي قيمة أي فرد في الجدول فيما عدا الأباء .

٢- ..y هي مجموع الأباء والهجن في اتجاه واحد فقط ، كذلك .y هي مجموع الأباء

وفيما يلي ذلك حساب مجموع مربعات الانحراف للتأثيرات التالية :

١- مجموع مربعات انحراف التأثيرات الإضافية أو المضيفة (a) :-

$$a = \frac{1}{n+2}\ dev^2\ ur$$

$$= \frac{1}{(4+2)} [(184.1 - 177.15)^2 + \ldots\ldots (177.9-177.15)^2] = 27.17$$

٢- مجموع مربعات انحرافات التأثيرات السيادية (b1) :-

$$b1 = [2y.. - (n+1) y.)]^2/n (n^2-1)$$

$$= (708.6 - 638.5)^2 / 60 = 80.90$$

٣- مجموع مربعات انحرافات التأثيرات السيادية (b2)

$$b2 = (1/ n^2) - (4 dev^2 tr) [(164.8-162.75)^2 + \ldots\ldots (159.0 - 162.75)^2] = 18.31$$

وحيث أن المجموع الكلي لمجموع مربعات انحرافات المعاملات هو 128.20 فانه يمكن تقدير b3 بواسطة الطرح وهي تساوي 0.82 و يمكن وضع كل المكونات السابقة في جدول تحليل التباين التالي (٦ –٢٣) علما بأن قيمة الخطأ التجريبي هو ٣,٧٣ مأخوذا عن whitehouse وآخرين عام ١٩٥٨ .

جدول ٦ –٢٣تحليل التباين لبيانات التجربة السابقة (تحليل Morley and Jones)

Items	D . F	S : S	M . S
a	3	27.17	9.06
b1	1	81.90	81.90**
b2	3	18.31	6.10
b3	2	0.82	0.41
Total	9	128.20	
Error	18		3.73

٦ – ٦ - طريقة أخري لتحليل الهجن التبادلية مع وجود الهجن العكسية : -

Diallel with replicated selfs : (Morly & Jones 1958)

تشتمل هذه الطريقة علي الهجن والهجن العكسية لها ، خلاف الطريقة السابقة والتي اشتملت علي الأباء والهجن في اتجاه واحد فقط ، وعلي نفس النمط السابق توضيحه ، يمكن إيجاد قيم التأثيرات a , b1 , b2 , b3 مع إجراء بعض التعديلات البسيطة كما يلي :-

1- $(a) = dev^2\ [yr. + y\ r + 2(k-1)\ yrr] / 2(n+2k-2)$

2- $(b1) = k(\ y..-ny.)^2 / n(n-1)\ (n+k-1)$

3- $(b2) = k\ .\ dev^2\ (yr.+y.r-nyrr) / (n-2)\ (n+2k-2)$

حيث أن : yrr هي متوسط الأباء (selfes)

إن .y.r , yr هي مجاميع الصفوف والأعمدة كل علي حدة

..y وهذه تساوي .Σ yr

Σ yrr = y. كما أوضحنا سبقا .

ويلاحظ هنا أنه وعندما تكون k تساوي (١) فأن هذا التحليل سوف يؤدي إلي تحليل هايمن وعندما تكون K = ٢ فسوف نحصل علي تحليل half diallel . ,(K) = عدد المكررات

وعموما فتحليل التباين لو اشتمل علي الاختلافات العكسية ، فأننا سوف نحصل علي نتائج متقاربة للغاية من تحليل هايمن السابق توضيحه بالتفصيل وخاصة إذا لم يكن هناك تأثير للمكررات علي Selfes .

٦-٦ تقدير الكفاءة الوراثية من خلال طريقة الهجن التبادلية :-

أوضحنا فيما سبق في طريقة Grifling أنه يمكن تحويل مكونات القدرة العامة والخاصة علي التآلف إلي المكونات المضيفة S^2A والمكونات السيادية S^2D وذكرنا بناءا علي ما أوضحه Matzinger 1959 أن :

$S^2A = 2S^2g$

$S^2D = S^2S$

وذلك إذا كان معامل التربية الداخلية يساوي واحد وعلي هذا الأساس يمكن تقدير الكفاءة الوراثية أو المكافئ الوراثي أو درجة التوريث بالمعني الضيق علي حسب المعادلة التالية :-

$$h^2 = (\text{narrow sense}) = \frac{2S^2g \;=\; (S^2A)}{2S^2g + S^2S + S^2e = (S^2P)}$$

أما بالمعني الواسع فهي أسهل في الحساب من السابقة ويمكن إيجادها علي حسب المعادلة التالية :

$$h^2 = (\text{broad sense}) = \frac{S^2G}{S^2G + S^2e = (S^2P)}$$

وكما نعلم أن تقدير الكفاءة الوراثية بالمعني الضيق أهم بكثير من تقديرها بالمعني الواسع لأنها تأخذ في الاعتبار التأثيرات الإضافية أو المضيفة additive effects . وقد أوضح Lener عام ١٩٥٨ أن الكفاءة الوراثية في حد ذاتها يمكن أن تحدد برنامج التربية الذي يمكن أن يسلكه أو يتبعه المربي ، فالتأثيرات الراجعة إلي السيادة والتفوق تظهر في الجيل التالي مباشرة عند التهجين ما بين الأباء وفي نفس الوقت لن يكون للتأثيرات المضيفة أهمية بقدر ما للتأثيرات السيادية والتفوقية السيادية من أهمية. والتربية علي أساس مكونات التباين الوراثي المضيف بالذات تعتبر أمر مهم وخاصة في برامج الانتخاب المختلفة . وبعبارة أخري إذا توافرت لدي المربي أباء تحوز علي العوامل السيادية والتفوقية بنسب كبيرة ، فأنه يمكن الاستفادة بهذه التأثيرات في برامج التهجين والعكس إذا توافرت في الأباء العوامل المضيفة فيمكن للمربي أن يسلك مسارا أخر مثل طرق الانتخاب المختلفة . وعندما تكون حالتي السيادة والتفوق غير مهمة ففي هذه الحالة فأن h^2 بمعناها الواسع والضيق ستكونان بنفس المعني ولكن يفضل في هذه الحالة تقدير h^2 بمعناها الواسع لأن حسابها سيكون أبسط .

وقد أخذت عملية تقدير الكفاءة الوراثية أو درجة التوريث صورا متعددة متوقفا ذلك علي طريقة التقدير أو الحساب . وقد أوضح ذلك كل من wright عام ١٩٢٢ ، Jusk عام ١٩٤٥ و آخرين بعد ذلك . وقد حظي الإنتاج الحيواني بالقدر الأكبر من البحث المناقشة والدراسة بخصوص هذا الموضوع بعكس الحال في الإنتاج النباتي . وتعتبر أهم التطبيقات درجة التوريث هو ما أوضحه Jerner عام ١٩٥٨ ، Smith Immer و Hayes عام ١٩٥٥ وذلك للاستفادة بها في مجال الإنتاج النباتي . وقد أستخدم Daniel و Varoczy عام ١٩٥٩ الطريقة الرابعة الموديل الثاني لقياس h^2

بالنسبة لبعض الصفات في محصول الذرة الشامية . وقد وصلت h^2 بالنسبة إلي محصول الحبوب إلي ٥٦% ولعدد الأوراق ٢٩% وعلي أساس تلك القيم أمكن تقسيم السلالات تحت الدراسة إلي ٥ سلالات جيدة وأخري سيئة . كذلك لوحظ أن بعض السلالات قد وصلت قيمتها h^2 إلي صفر في حين وصلت h^2 في بعض السلالات الأخرى إلي ١٧% ، ٩٥% ، وهذا يوضح مقدار التغيرات في S^2A و S^2E و $S^2D,$ وأثر البيئة وتفاعلها . كذلك أوضح كل من Robinson و Harvey و Comstock عام ١٩٤٩، Warner عام ١٩٥٢ أن الصنف يلعب دورا أساسيا في مقدار أو حجم الكفاءة الوراثية نفسها . وسوف نعود مرة أخري لهذا الموضوع عند الكلام عن الكفاءة الوراثية في فصل مستقل .

٦-٧ - وراثة صفة القدرة علي التآلف : Inheritance of combining ability

قدم كل من Hayes , Johanson عام ١٩٣٩ أول دراسة بخصوص هذا الموضوع ثم تلا ذلك عام ١٩٤٣ Cowan . وقد أوضحت دراسات هؤلاء الباحثين بإمكانية توارث هذه الصفة من جيل لأخر أيضا أوضحوا إلي أن القدرة علي التآلف قد اختلفت باختلاف السلالات المعزولة من عدة هجن فردية مختلفة وبعبارة أخري نقول أن التركيب الوراثي الأصلي أو الأساسي يلعب دورا هاما في تحديد المدى الذي يمكن أن تصل إليه هذه القدرة التآلفية .

Green عام ١٩٤٧ كون ثلاثة من الهجن المشترك فيها مجموعة من السلالات المختلفة في قدرتها الائتلافية بحيث كانت الهجن الثلاثة كالأتي :

high × high , high × low , low × low

وفي الجيل الثاني (F_2) ومن كل هجين أخذ ١٥٠ نبات وعمل لها تلقيح ذاتي وفي نفس الوقت لقحت هذه قميا مع كشافين مختلفين، وبعد ذلك أختبر الهجن التالية : الهجن القمية الناتجة من السلالات الأصلية والكشافين والهجن القمية الناتجة بين الهجن الفردية والكشافين والهجن الفردية نفسها . ويوضح الجدول التالي (جدول٦ - ٢٤) نتائج هذه الاختبارات متوسط محصول الهجن القمية والهجن الأبوية والفردية (بوشل / ايكر)

جدول ٦ -٢٤ نتائج متوسطات المحصول لعدة تراكيب وراثية مختلفة في الذرة الشامية

Hybrids	Top cross of F_2	Single Crosses	Tester × single Crosses
High × high	73.6	80.0	70.5
high × low	72.0	72.4	70.5
Low × Low	68.8	58.4	69.4

وقد أوضح التحليل الإحصائي (باختبار t) أن الاختلافات ما بين الهجن الفردية معنوية في حين كانت الاختلافات أو الفروق ما بين الهجن الناتجة من testers × singles غير معنوية وقد عللت هذه بأنه لم يجري الانتخاب بصورة مرضية للنباتات في F_2 . وعلي الجانب الأخر فمتوسط القدرة علي التآلف في الهجن الفردية يمكن الحكم عليها من خلال التلقيحات القمية الداخلة هي فيها ، فبالرجوع إلي الجدول السابق نجد أن محصول high × high كان ٧٣،٦ ومحصول low × low ٦٨،٨ بوشل لكل ايكر . ومن جداول تحليل التباين التالية (جدول ٦ – ٢٥) وعند إجراء المقارنة يتضح أن محصول .H. × H لم يكن مختلف معنويا عن .H.× L في حين كان من هناك فرق معنوي جدا او عالي عند مقارنة.H.XH مع .L.x L وأن هناك اختلافات أو فروق معنوية عالية عند مقارنة .H. × L مع .L. × L هذه النتائج توضح أن متوسط القدرة علي التآلف في F_2 علي علاقة بمتوسط قدرة تآلف السلالات الأبوية وهذا ما توضحه نتائج هذا الجدول جدول (٦ – ٢٥) .

جدول ٦ -٢٥ نتائج المقارنات المختلفة لمتوسط المحصول للهجن القمية :

Mean square due to	D.F	M.S
(H. x H.) Vs. (H. x L)	1	275.31
(H.xH.) VS. (LxL)	1	4.025.11**
(H. x L) VS. (LxL)	1	2.195.04**
years x groups	5	65.59

ولعل أحسن مقارنة ما بين المجموعات الثلاثة ما تم علي أساس التوزيع التكراري للمحصول في F2 للهجين القمية معبرا عن ذلك علي صورة أخطاء قياسية. وأتضح أن الـ high combining segregates أي أن انعزالات المواد او التراكيب الوراثية ذات القدرة العالية علي التآلف تكون أكثر تكرارا أو توزيعا في الأنسال اى فى In the progenies of high combining ability inbreds . وهذا بالمقارنة في الأنسال أو الهجن الناتجة ما بين .H.xL أو .L. x L للقدرة علي التآلف .

٨-٦ تأثير العوامل البيئية علي تقديرات القدرة علي التآلف :

أوضح Sprague و Rojas عام ١٩٥٢ أن القدرة العامة علي التآلف تكون أقل تأثرا ولحد ما بالظروف البيئية بالمقارنة مع القدرة الخاصة علي التآلف ، ولذا يجب وعند الحصول علي معلومات دقيقة عن القدرة الخاصة علي التآلف أن تزرع المواد أو التراكيب الوراثية المختلفة تحت الاختبار في أكبر عدد من المناطق وفي خلال عدة سنوات ، ويجب أن تكون هذه متباينة في اختلافاتها الجوية أو البيئية .

كذلك أوضح عديد من الباحثين مثل Sprague , Tatum عام ١٩٤٢ ، and Matzinger cockerham عام ١٩٥٩ و Daniel , Varcozy عام ١٩٥٩ و أيضا Perkins عام ١٩٧٠ أن في سلالات الذرة الشامية والغير منتخبة يكون تباين القدرة العامة علي التآلف أعلا من تباين القدرة الخاصة وهذا يعني أن السلالات الغير منتخبة تكون قاعدة تركيبها الوراثي أكثر تباينا عن السلالات التي تم إجراء الانتخاب فيها وهذه النتائج لوحظت ليس فقط في الذرة الشامية ولكن في عدة محاصيل أخري مثل Leuthern (احد محاصيل العلف) حيث تكون القدرة العامة ذات تقدير أعلا من القدرة الخاصة علي التآلف وقد لاحظ كذلك Beyer 1965 بأن السلالات التي أجري عليها انتخاب مبكر، تكون قدرة التآلف العامة لها مرتفعة أو عالية بالنسبة لتباين القدرة الخاصة علي التآلف وعلي أية حال تعتبر عملية الانتخاب للقدرة الخاصة علي التآلف للسلالات أمر مهم في تربية النبات .

وقد أوضحت تجارب Sprague و Rojas عام ١٩٥٢ أن القدرة الخاصة علي التآلف تتغير كثيرا بتكرار التجارب ، في عديد من السنوات وفي عديد من المناطق أي أنها حساسة لمثل هذه التقلبات او التغيرات البيئية. ولكن التجارب التي أجراها Matzinger , Sprague , Cockerham عام ١٩٦٢ أوضحت العكس تماما حيث كانت المكونات الوراثية الإضافية أو المضيفة أكثر تأثرا

بالظروف البيئية المحيطة في حين كانت تجارب Bridge , Meredith عام ١٩٦٩ تكاد تكون عكسية مع تجارب Matzinger وآخرين وتتفق في نفس الوقت مع تجارب Sprague و Rojas . وقد أشار Moll وآخرين عام ١٩٦٠ إلي أن مستوي وحجم تداخل العوامل الإضافية يكون أقل من حجم تداخل العوامل الغير إضافية أو الغير مضيفة وأشاور إلي أهمية دراسة التفاعل البيئي الوراثي للحكم جيدا علي التراكيب الوراثية .

٦- ٩ تقدير مكونات تفاعل القدرة علي التآلف مع الظروف البيئية :

دعنا نفترض أن التجارب سوف تنفذ علي هيئة قطاعات كاملة العشوائية ومع الافتراض بأن (n) هي عدد الهجن الداخلة في الاختبار ، (b) هي عدد المكررات وأن التجربة نفذت في عدة مناطق ولتكن (d) وأن اختيار المواد أو التراكيب الوراثية تحت الدراسة قد تم عشوائيا ، فأن الموديل الإحصائي المناسب لأي فرد تحت الاختبار (ijk) ولكل صفة (هذا الفرد ناتج من تهجين الأب (i) ، الأب (j) وكان منزرعا في منطقة ولتكن (K) هو كالأتي :

$$X\,ijk = u + vij + dk + (Vd)\,ijk + \frac{1}{b}\sum_{i=1}^{b} eikl$$

حيث أن u هي المتوسط العام لكل هجين ،

Vij تأثير التركيب الوراثي ij ،

Dk تأثير المناطق ،

(Vd) ijk تأثير تفاعل التركيب الوراثي ij مع المناطق (k) ،

eijkl تأثير الخطأ العشوائي .

وإذا أخذنا الطريقة الرابعة لـ Griffing في الاعتبار وذلك للتسهيل والتوضيح فأنه يمكن تقسيم التركيب الوراثي ij إلي الأتي :

$$Vij = gi + gj + Sij$$

حيث أن gi , gj تعبيران عن مدلول القدرة العامة للأبوين i , j ، كذلك فأن التفاعل ما بين مكان الزراعة والتراكيب الوراثي (Vd) (ijk) يمكن تقسيمه إلي

$$(Vd)\,ijk = [\,(gd)ik + (gd)jk + Sijk\,]$$

وبناءا علي ذلك سيكون الموديل الإحصائي بهذه الصورة

$$Xijk = M + [(gj + gi) + Sij] + dk + [(gd)ik + (gd)jk + (sd)ijk]$$

$$+ 1/b \sum_{i=1}^{b} eijkL$$

حيث أن :

$I,j = 1.2 .... , P,$

$K = 1,2 .... d$

وأن (gd)ik , (gd)jk هي تأثير تفاعل القدرة العامة للأباء i , j مع منطقة الزراعة ، (sd) ijk هي تأثير تفاعل القدرة الخاصة مع المنطقة (k) . وفي هذا الموديل تكون كل التأثيرات عشوائية ما عدا (M) ولذا فالمتوسط سوف تختبر بالنسبة لاختلافها عن الصفر وكذلك نفس الشيء مع تباينات : S^2g , S^2S , S^2d , S^2gd , S^2Sd . كذلك نود أن نشير إلي أن الغرض من عمل Combined analysis أو عمل التحليل المشترك هو اختبار تماثل الخطأ homogeneity of error وأسهل طريقة لاختبار ذلك هو اختبار (F) حيث يقسم متوسط مجموع مربعات انحراف الخطأ الأكبر علي الأصغر ويكشف عن ذلك في جداول (F) وفي حالة المعنوية لا يستعمل تحليل Combined ، إما إذا لم يكن معنويا فهذا يعني أنه لا يوجد اختلاف ما بين مناطق الزراعة أو مواعيد الزراعة أو سنوات الزراعة وعليه فيمكن عمل تجميع وعمل التحليل المشترك Combined analysis .

مثال عددي تحليلي :

يوضح هذا المثال التطبيقي اختبار ٢١ هجين ١ ناتجة من تهجين سبعة آباء سلالية مشتقة من العشيرة (11x44) 23x . وقد اختبرت الهجن في ثلاثة مكررات علي هيئة قطاعات كاملة العشوائية في منطقتين (منطقة (١) ، منطقة (٢) وحللت البيانات بطريقة Griffing 1956 ، الطريقة الرابعة ، الموديل الأول (Fixed model) ، وكانت الصفات تحت الدراسة هى: وزن الكيزان ، طول وعرض الكوز وعددالصفوف ، ارتفاع النبات ، ارتفاع الكوز . وكانت متوسط عدد النباتات في الخط ٢٠ نبات و للتبسيط ، سوف نأخذ صفة طول الكوز المثال لطريقة التحليل وأول خطوة لتحليل البيانات ، هو اختبار هل هناك اختلافات ما بين الهجن أم لا وإيجاد تفاعل المادة الوراثية (الهجن) والبيئة ومن جدول تحليل التباين الخاص بذلك (جدول٦ – ٢٦) ، يتضح أن هناك فروق مؤكدة أو معنوية عند احتمال 1% لكل من الهجن وتفاعلها مع البيئة .

جدول ٦ ـ ٢٦ تحليل التباين لصفة طول الكوز

S.O	D.F	S.S	M.S
Hybrids(H.)	20	280.00	14.00**
Locations (L.)	1	2.57	2.57
H.× L.	20	37.69	1.88**
Error	84	58.74	0.69
Total	125		

$P < 0.01^{**}$

يلي ذلك إيجاد مجموع كل أب في كل منطقة (علي أساس المكررات الثلاثة) ثم المنطقتين معا كما يلي (جدولى (٦ -١٢٧ ، ب).

جدول ٦ ــ ٢٧انتائج الهجن التبادلية للمنطقة الأولى

♂	♀ L2	L3	L4	L5	L6	L7	Xi
1	45.8	48.0	53.8	60.4	58.6	53.9	320.5
2		51.6	49.7	61.6	56.4	51.9	317.0
3			47.6	57.6	55.4	55.7	315.9
4				61.9	56.2	54.3	323.5
5					58.4	52.3	352.2
6						51.6	336.7
7							319.7
X..							1142.7

جدول ٦ -٢٧ب نتائج الهجن التبادلية للمنطقة الثانية

♂	♀ L2	L3	L4	L5	L6	L7	Xi
1	52.7	49.1	51.6	67.9	58.1	54.5	333.9
2		51.0	49.5	58.1	61.7	56.4	329.4
3			45.6	57.3	58.1	50.3	311.4
4				63.3	55.3	51.8	317.1
5					58.3	54.6	359.5
6						55.5	347.1
7							323.1
X..							1160.6

جدول ٦ -٢٧ مجموع قيم المنطقة الأولي والمنطقة الثانية معا .

♂	♀						Xi
	L2	L3	L4	L5	L6	L7	
L1	98.5	97	105.4	128.3	116.7	108.4	654.4
L2		103	99.2	119.7	118.1	108.3	646.4
L3			93.2	114.9	113.5	106	627.3
L4				125	111.5	106.1	640.6
L5					117	106.9	711.7
L6						107	683.8
L7							642.8
X..							2303.4

يلي ذلك حساب التقديرات التالية للطـــــريقة الرابعة Methed – 4, Model – 1(Fixed model) (تختلف علي حسب كل طريقة من طرق Griffing) ، وهي موضحة في الخطوات التالية وجدول ٦-٢٨ ، علما بأن هذه التقديرات سوف تحسب علي أساس المكررة الأولي والثانية ومجموعها .

1- $1/P-2\ \Sigma\ xi^2 = 1/5\ [(320.5)^2 + (317.0)^2 + \ldots\ldots + (319.7)^2 = 149441.36$

2- $4/P\ )P-2)\ x^2.. = 1/7 \times 5\ (1142.7)^2 = 149230.09$

3- $\Sigma\Sigma\ x\ ij^2 = (95.8)^2 + (48.0)^2 + \ldots\ldots + (51.6)^2 = 62587.31$

$i<j$

4- $2/(p-1)\ (p-2)\ x^2.. = 87050.88$

جدول ٦ – ٢٨ مجموعات مربعات الانحراف للقدرة العامة والخاصة علي التآلف

Sum squares	Locations		Sum of Loc.	5= (2 + 3) - 4
1	2	3	4	5
$Y(p-2)\sum_i xi^2$	149441.36	154311.76	303696.36	56.76
$4/p(p-2)\,x^2..$	149230.09	153968.51	303180.09	18.51
$\sum\sum_{i<j} xij^2$	62587.31	64698.51	127165.03	120.79
$2/(P-1)(p-2)\,x^2..$	87050.88	89814.96	176855.05	10 79
Sg	211.27	343.25	516.27	38.25
SS	196.83	201.71	323.72	74.82

ومن تطبيق المعادلات السابقة والخاصة بالقدرة العامة والخاصة لحساب مجموع مربعات كل منها يتضح الآتي :

1- $Sg = 303696.36 - 303180.09 = 516.27$

وهذا لمجموع المكررات الثلاثة ولذا فلابد من القسمة علي ثلاثة :

$$Sg = \frac{516.27}{3} = 127.09$$

2- $Ss = 127165.03 - 303696.36 + 176855.05 = 323.72/3 = 107.91$

أما عن مجموع مربعات انحرافات تداخل مكونات القدرة علي التآلف مع منطقة الزراعة ، فهذه يمكن الحصول عليها من العمود رقم (٥) في الجدول السابق وكما يلي :

1- $S\,g \times L = 1/p - 1 \sum_i xi^2 - 4/P(p-2)x^2../r$

$= 56.76 - 18.51 = 38.25/3 = 12.75$

2- $S\,s \times L = \sum X^2 ij - 1/p-2\,(\sum xi)^2\,/(P-1)(P-2)x^2../r$

$= 120.79 - 56.76 + 10.79 = 74.82/3 = 24.94$

يلي ذلك وضع جميع هذه المكونات في جدول تحليل التباين التالي (٦ – ٢٩).

جدول ٦ – ٢٩ تحليل التباين للقدرة العامة والخاصة وتفاعلها مع منطقة الزراعة :

S.O.V	D.F	S.S	M.S	E.M.S
G.C.A	6	127	28.86**	$S^2e + bS^2Sd + dbS^2S + (P-2)b\ S^2gH + (p-2)dbS^2g$
S.C.A	14	107.91	7.71**	$S^2e + bS^2Sd + dbS^2S$
G.C.A x Location	6	12.75	2012	$S^2e + bS^2Sd + (P-2)\ bS^2gd$
S.C Ax location	14	24.94	1.78*	$S^2e + bS^2Sd$
Error	84	58.74	0.69	S^2e

* $P < 0.05$, ** $P < 0.01$

El-Rouby et al عام ١٩٧٠ اختبر الهجن الصنفية الناتجة من تهجين سبعة أباء صنفية بطريقة الهجن التبادلية ، وهذه الأباء ، ثلاثة منها أصناف محلية وهي إسكندرية ١ ، صنف أمريكاني بدري صنف جيزة بلدي ، صنفين مستوردين من الولايات وهما Jellicorse ، Weekley وصنفين من الهند A3 , Bw ونفذت التجارب في ثلاث مناطق زراعية وهي منطقة الإسكندرية والجيزة وسخا ولمدة سنتين وكان عدد المكررات ثلاثة وأخذت البيانات علي عدة صفات هي : محصول النبات الفردي والتزهير وعدد الكيزان لكل ١٠٠ نبات وارتفاع الكوز وطول الكوز وعدد السطور للكوز. وحللت البيانات بطريقة Gardenar .

وسوف نكتفي بصفة المحصول والتزهير فقط ويوضح الجدول التالي (٦ – ٣٠) نتائج هذه التجربة . ويتضح هذه التجربة أن الاختلافات الراجعة إلي تأثيرات القدرة العامة علي التآلف أكثر أهمية من الاختلافات الراجعة إلي القدرة الخاصة علي التآلف وأن القدرة العامة تتأثر بكل من السنوات والمناطق فقد كانت غير ثابتة من منطقة إلي أخري ومن سنة إلي أخري. كما أوضحت النتائج أن صنفي إسكندرية ١ وأمريكاني بدري لها قدرة عامة عالية علي التآلف . كما توجد قدرات خاصة بين كل من A_3 , Alex , A.ExBW . كما وجد تلازم معنوي قوي بين القدرة العامة علي التآلف والمحصول النسبي للصنف وأن معامل التلازم بلغ ٠,٩ وعلي أساس هذه النتائج ، يتبين أن ارتفاع المحصول للهجن إسكندرية A3xA3 and A.ExBw ترجع للقدرات الخاصة بجانب القدرة العامة

للصنفين Alex , AE ،أما إرتفاع المحصول للهجن Alex ، AE ترجع إلي التأثيرات الإضافية لكلا الأبوين فقط.

وللاستفادة من هذه النتائج يقترح الباحثون تحسين قدرة صنفي إسكندرية وأمريكاني بدري باستخدام طرق الانتخاب الإجمالي أو الانتخاب المتكرر للقدرة العامة علي التآلف وذلك للاستفادة من التأثيرات الإضافية لهذه الأصناف أما الهجن الصنفية $A.E \times Bw$, $Alex \times A_3$ فيمكن تحسينها عن طريق الانتخاب المتكرر العكسي لأبوي كل هجين علي حده . كما يمكن الاستفادة بأقصى ما يمكن من تلك التراكيب الوراثية وذلك عن طريق تحسين الهجينين الصنفيين ($BW \times A3$) , ($A.E \times Alex$) في الجيل الثاني كمجموعتين من التراكيب الوراثية ثم إدخالها معا في برامج انتخاب متكرر عكسي لإنتاج عشيرة مرتفعة المحصول وبذلك يمكن الاستفادة من هذه الأصناف الأربعة عن طريق الاستفادة من التأثيرات الإضافية لهذه الأصناف وكذلك تأثير السيادة ، وبجانب ذلك يمكن انتخاب أو عزل سلالات ممتازة من هذه الأربعة أصناف واستخدامها في تحسين أو إنتاج هجن زوجية . أما الثلاث أصناف الأخرى فيقترح بعزلها أو الاستغناء عنها من برامج التربية .

Dhawan and Shehata عام ١٩٧٥ أختبر ثلاثة من مجاميع من الهجن التبادلية الصنفية. واشتملت كل مجموعة علي عشرة من الأصناف مفتوحة التلقيح وتم اختيار الهجن في F_2 , F_1 وذلك تحت ظروف منطقتين زراعيتين خلال موسم ١٩٧٠ . وقد أوضحت النتائج أن قوة الهجين في المجموعات الثلاثة كانت معنوية وكانت علي التوالي ١٤،١٩،٢٤% بالنسبة لمتوسط الأبوين وفي بعض المجموعات وصلت قوة الهجين إلي ٦٣% . وكان معامل التربية الداخلية من F_1 إلي F_2 يتراوح ما بين ٣الى١٦ % وقد كان هذا الانخفاض معنويا . وأوضحت النتائج بأن العوامل المضيفة تمثل الجزء المهم والأكبر عن تباين العوامل غير المضيفة .

كذلك أوضحت النتائج أن تداخل القدرة الخاصة مع البيئة أو مناطق الزراعة عند تقديرها في F_1 كانت ذات قيم مرتفعة عما هو عليه الحال لقيم تداخل القدرة العامة معها. وهذه النتائج كانت متوافقة مع نتائج Sprague و Rojas عام ١٩٥٢ ,حيث أوضحت نتائجهم أن تداخل القدرة الخاصة مع البيئة وذلك تحت ظروف ولاية Iowa عند اختبار مجموعتين من Diallel وهذه النتائج أيضا أكدت دراسات Moll لعام ١٩٥٩ تحت ظروف North Carolina في الولايات المتحدة الأمريكية.

جدول ٦ – ٣٠ تحليل الاختلاف لبعض صفات الهجن الصنفية الناتجة من التهجين التبادلي بين سبعة اصناف.

S.O.V	D.F		Traits	
			Yield	Silking
Varieties (V)	V-1	6	7726.5**	56.07
V × L	(V-1)(L-1)	12	1094.0**	----
V × y	(V-1)(y-1)	6	381.6	64.2
V × L x y	(V-1)(L-1)(y-1)	12	603.4	----
Heterosis (H)	1	1	10031**	113.3
H × L	(L-1)	2	20.2	---
H × y	(y-1)	1	975.2	130.51**
H × L x y	(y-1)(L-1)	2	270.1	---
G . Ca	P-1	6	1144.3	46.55
S.C.a	P(P-3)/2	13	625.8	4.72
G.C.a × L	(L-1)(P-1)	12	632	---
S.C.a × L	P(P-3)/2(L-1)	26	1498.1	---
G.C.a × y	(P-1)(y-1)	6	992**	45.42**
S.C.a ×y	P(P-3/2)(y-1)	13	1407.2**	6.71**
G.C.a ×L ×y	(P-1)(y-1)(L-1)	12	439.2	---
S.C.a × L × y	P(P-3/2)(L-1)(y-1)M	26	231.12	---
Error		240 Ω	528.7	2.85

Ω درجات الحرية المناسبة بالنسبة للتحليل المشترك

*، ** معنوية عند احتمال 1% and 5%

الفصل السابع

المقارنة بين بعض تصميمات التزاوج المختلفة لتقدير مكونات التباين الوراثي

Comparison between some mating designs for estimation genetic variance components

٧ - ١ ـ مقدمة

استعراض kersay عام ١٩٦٤ في جامعة Birmingham بعض التصميمات التزاوجية الوراثية المختلفة لتقدير مكونات التباين الوراثي. واختار لإجراء هذه الدراسة نبات الخشخاش طويل العلبة The long, pappaver dubuim ، والتصميمات التي استخدمت لإجراء المقارنة فيما بينهما سبق لنا توضيحها بالتفصيل ، إلا أن الباحث أدخل بعض التحويرات البسيطة حتى تتلاءم وتتمشي هذه التصميمات مع المواد الوراثية التي أتيحت لديه وهذه التصميمات هي :-

١- Biparental progenies B.I.P.S

في هذا التصميم يتم اختيار مجموعة من الآباء عشوائيا وليكن عددها (n) ثم نهجن كل أبوين معا. ومن مميزات هذا التصميم أنه يمكن اختبار عدد كبير من الآباء عن أي تصميم آخر ولقد كان حجم العشيرة المستخدمة ٩٠ نبات وبناءا علي ذلك فعائلات النسل المستخدمة هنا هي (n/2) = ٤٥ عائلة وهذه هي التي من المفروض أن تشترك في الاختبار .

٢- The north Carolina – Design

هذا التصميم كان قد اقترحه كل من Comstock and Robinson عام ١٩٥٢ كما سبق وأن أوضحنا ذلك . وفي هذا التصميم كل نبات كان يستخدم كأب مذكر يلقح مع عدد من الإناث ، وتأخذ الأم الجزء المهم في هذا التصميم ، وحيث أن (n) هي عدد الذكور ، (m) هي عدد الأمهات أو الإناث ، فإن عدد عائلات النسل ستكون (mn) والمجموع الكلي العام سوف يساوي m + m n وفي حالتنا هذه كانت n m = ٤٤ عائلة بحيث قسمت علي أساس أن هناك أربعة ذكور سوف تلقح ١١ أم ، وهذه أختيرت من خلال المتاح من المواد الوراثية الموجودة . (النباتات الأصلية كانت ٤٨ نبات فقط) .

٣- The partial diallel cross

قد أقترح هذا التصميم كل من Kempthorne, Grnow عام ١٩٦١ . وهذا يشتمل علي كل الهجن الناتجة من عمل التهجينات الممكنة بين عدد قدره (n) من النباتات المستخدمة كأب وكأم مع استثناء التلقيحات الذاتية والعكسية وكانت قيمة S = 7 ، n = ١٤ وحيث أن عدد الهجن = ns /2 فأن الهجن التي أمكن الحصول عليها من خلال هذا التصميم هو 14×7/2 = ٤٩ عائلة نتـــجت من (١٤) نبات أبوي .

٤- The north carolina – Design II

قد اقترح هذا التصميم كل من Robinson و Comstock عام ١٩٥٢ . وهنا كل (m n) من العائلات تكون ناتجة من عدد متساوي من الذكور والإناث وبعبارة أخري فلابد وأن تكون m = n وقد أختار الباحث هنا m = n = 7 وعليه فعدد العائلات المتحصل عليه نتيجة ذلك ٤٩ عائلة وهو نفس العدد المشترك في الحالة السابقة إلا أن عدد العائلات ٤٩ اشتراك في تكوينها هناك ١٤ أب فقط

٥- The half diallel cross

عدد الهجن في هذا التصميم عبارة عن n (n + 1) /2 . ويعتبر هذا التصميم من أكثر التصميمات المنتشرة، وفيه تختبر الهجن الناتجة من عدد من النباتات وليكن عددها (n) وتلك تستخدم كأم وكأب وفي هذا التصميم لا تستخدم الهجن العكسية. وفي حالتنا ، أختير ٩ إباء لتكوين ٤٥ عائلة . وبناءا علي ما سبق توضيحه يكون لدينا ٢٣٢ عائلة أمكن الحصول عليها من جراء تطبيق التصميمات الخمسة السابقة وحيث أن هناك ٩٠ عائلة هي أصل هذه المواد في صورة نباتات ملقحة ذاتيا فيكون مجموع ما لدينا ونريد اختباره هو ٣٢٢ عائلة . ويجب أن نلاحظ أن الآباء المشتركة في تكوين التصميمات من الثاني وحتى الأخير مأخوذة من العشيرة الأصلية عشوائيا . كذلك فقد زرعت هذه العائلات في تجربة من أربعة مكررات ، قطاعات كاملة العشوائية بحيث زرعت مكررتان في ١٠ أبريل عام ١٩٧٣ والثانية بعد مرور ٢٣ يوم علي الزراعة الأولي ومثلت كل عائلة بخمسة نباتات لكل مكرر . أما بخصوص الخشخاش نفسه فهو من النوع طويل العلية و أساس التركيب

الوراثي له (hexaploid (2n = 42) ، وكان الانقسام الميوزي منتظم في توزيع الكروماتيد ات bivalent وعليه فالسلوك الكروموزومي يعتبر كما لو كان النبات ثنائيا (diploid) . والعشيرة التي استعملت هي (32A) وهي عبارة عن عشيرة نتيجة من عدة نباتات زرعت تحت ظروف التلقيح العشوائي المستمر لمدة سبعة سنوات في جامعة برمنجهام وحازت العشيرة علي تباين وافر في كل الصفات المورفولوجية والكمية والصفة التي سوف نعرضها في هذه التصميمات هي صفة التزهير وقد قيست ابتداء من ١٣ مايو علي أساس تزهير أول نبات .

وهناك عدة افتراضات خاصة بالتصميمات السابقة المختلفة والآتي عبارة عن مناقشة لها وجدير بالذكر أنها نوقشت في عدة أماكن سابقة ونحن نعرضها هنا مرة أخرى لتوضيح رأي الباحث في مدي انطباق الشروط أو الفروض من عدمها ومن خلال المواد الوراثية المتاحة لدي الباحث .

1. Regular diploid behaivour at meiosis

أي انتظام السلوك الثنائي في الانقسام الميوزي ، وهذا الشرط نعتقد أنه متوفر في الحالة التي نحن بصددها لأن هناك وكما ذكرنا انتظام في سلوك وتوزيع الكروماتيدات في الانقسام الميوزي كذلك فلا يوجد أي احتمال لتوارث polysomic مع تواجد حالة الانعزال الكروموزومى العشوائي أي

With random chromosome assortment

2. No maternal effect

ويقصد بذلك انعدام التأثير الأموي وفي حالتنا ، يكون هذا فقط في حالة تصميم N.C.M2 حيث يكون هناك التأثيرات الأموية.

3. No Linkage

أي انعدام الارتباط الوراثي، وفي حالتنا ، نعتقد أنه منعدم لان العشيرة كانت في ظل ظروف التلقيح العشوائي لمدة معينة (٧ سنوات)، وهذه كانت كافية لكسر الارتباط الوراثي ، وهذا وأن وجد فسوف يؤدي انحرافات في قيم التحليلات الإحصائية وهذا ما أوضحناه في تحليلات Hayman في طريقة الهجن التبادلية .

4. No – non allelic interaction أي لا يوجد تفوق (Epistasis)

5. No – genotype - environment interactions

أي لا يوجد تداخل ما بين التركيب الوراثي والظروف البيئية .

6. No – multiple alleles

أي لا يوجد أي تأثير للتعدد الاليلى

7. Uncorrelated gene distributions

لا يوجد ارتباط في التوزيعات الجينية .

ويوضح الجدول التالي (٧-١) مكونات التباين الوراثي ومفهومها لكل باحث ومدي اختلافها كذلك يوضح الجدول المعادلة العامة الأصلية التي اشتقت منه هذه المكونات والغرض من هذا العرض توحيد المفهوم العام

جدول ٧-١ توحيد المفاهيم العامة لمكونات التباين الوراثي فيما بين عدد من الباحثين

Dickinson and Jinks 1955	Lush, lerner and falconer 1960	Mather 1949	المعادلة العامة
D1+1/2 H1-1/2 Hii-1/2F1 H11 nE2	2 VA 4 VD VE	DR HR nE2	$\sum 4uv\,[d+h(v-u)]^2$ $\sum 16\,u^2\,v^2\,h^2$ $\sum e^2$

والكفاءة الوراثية (h2) قيست كما يلي :

$$1\text{- } h^2_{(n)} = \frac{VA}{Vp} = \frac{1/2DR}{1/2DR + 1/4HR + nE2}$$

$$2\text{- } h^2_{(b)} = \frac{VG}{VP} = \frac{1/2DR + 1/4HR}{1/2DR + 1/4HR + nE2}$$

وسوف نستعرض في خلال الصفحات التالية نتائج هذه الدراسة علما بأن النتائج الخاصة لكل تصميم قد حللت بالطريقة المناسبة وكما أقترحها واضعوها.

١- تصميم B . I . P . S :

عمليا أمكن الحصول علي ٤٣ عائلة فقط حيث كان من المفروض في هذا التصميم الحصول علي ٤٥ عائلة أو هجين ناتجة من ٩٠ نبات وفي هذا التصميم سيكون هناك مكونين احصائيين ، هما التباين داخل العائلات والتباين بين العائلات والمقارنة بين هذين المكونين موضحة في الجدول ٧-٢ التالي :

جدول (٧-٢) تحليل التباين في تصميم B.I.P.S

Item	D.f	M.S	V	X^2	P	E.M.S
أولا : ميعاد الزراعة الأول						
Between families (F)	42	157.13	4	133.1	< 0.001	$S^2w+5S^2b+10S^2S$
Blocks (B)	1	15.05	4	< 1	N.S	$S^2w+5S^2bf+215S^2b$
FxB	42	50.60	4	42.8	N.S	S^2w+5S^2bf
Within families	329	49.61				S^2w
Pooled within families (2,3,4)	372	49.63				
ثانيا : ميعاد الزراعة الثاني						
Between families(F)	42	66.9	4	122.6	<0.001	$S^2w+5S^2bf+10S^2S$ $S^2w+5S^22bf+215S^2b$
Block (B)	1	14.5	4	< 1	N.S	S^2w+5S^2bf
F x B	42	18.4	4	< 42	N.S	S^2w
Within families	334	22.9				
Pooled within Families (2,3,4)	377	22.7				

وكما أوضحنا فإن S^2w هي متوسط التباين داخل العائلات وهذه هي VBIp عند Mather أو V2BIP3 كذلك فإن S^2S هي عبارة عن متوسط التباين بين العائلات أو VBIP أو V1BIP3 ويمكن توصيف ذلك حسب ما جاء في معادلات Mather علي النحو التالي :-

$$VBIP = 1/4DR + 3/16\ HR + nE2$$

$$V\ BIP = ¼\ DR + 1/16HR$$

حيث (n) هي حجم العائلة وفي حالة ما إذا كانت HR = صفر أو في حالة ما إذا كانت تشتمل علي D , H فأن القيم السابقة سوف تصبح :

VBIP = ¼ DR + nE2 , VBIP = 1/4DR

ويوضح الجدول التالي (٧-٣) كل المكونات السابقة

جدول (٧-٣) مكونات التباين والكفاءة الوراثية مقدرة بتصميم B.I.P.S

ميعاد الزراعة الثاني	ميعاد الزراعة الأول
V BIP = 10.75	VBIP = 4.42
V BIP = 49.63	V BIP = 22.69
V (Total) = 60.38	V(Total) = 27.11
1/2DR = 21.50 (S^2A)	1/2DR = 8.84 (S^2A)
nE2 = 38.88	nE2 = 18.27
$h^2 = 0.36$	$h^2 = 0.33$

وكما هو واضح من النتائج السابقة أن التباين الوراثي المضيف يمثل ٣٠% من التباين الوراثي الكلي وأيضا واضح من أن التحليل يقسم التباين الكلي إلي وراثي وآخر بيئي فقط وليس هناك إمكانية تقسيم التباين الكلي إلي مكوناته المختلفة .

٢- North Carolina – Model I

ولقد أوضح Comstock and Robinson عام ١٩٥٢ أن تحليل التباين الوراثي يمكن أن يقسم إلي تباين بين الأباء وتباين بين الأمهات وتباين داخل العائلات ويوضح جدول (٧-٤) التالي ذلك مع عرض لنتائج التجربة ومن هذا التحليل نجد أن كل من تباين F,M أي الأباء والأمهات معنوية وهذا يعني أن S^2m ، S^2mf أكبر من الصفر أي تختلف عنه وبالرجوع إلي جداول التحليل والباحث Falconer نجد أن :-

S^2m = cov H.S = 1/8DR

S^2mf = cov F.S – cov H.S

= 1/8DR + 1/16HR

$S^2w = Vp - cov\ F.S$

$= 1/4\ DR + 3/16\ HR + nE2$

وبعد استعراضنا لقيم التقديرات السابقة نقول بأن٧٠ إلي ٨٠% من التباين في صفة ميعاد التزهير تتحكم فيه العوامل الوراثية وأن هذه العوامل تشتمل علي العوامل الوراثية المضيفة وغير المضيفة.

وبدون عمل أي اختبار للعوامل غير المضيفة non additive والتي يمكن اعتبارها في هذه الحالة بالعوامل السيادية ، فأن العوامل الإضافية لها السيادة والأهمية في التقدير العام لمكونات التباين الوراثي وهذا ما توضحه النتائج التالية . ويوضح الجدول التالي قيم الكفاءة الوراثية لكل من ميعادي الزراعة :

جدول رقم (٧-٤) تحليل التباين في حالة تصميم N.C M1

Item	d.f	M.S	S	X^2	P	V.R	P	E.M.S
Sowing I								
1-Bet. Males(M)	3	761	2			5.5	<0.01	$S^2w+5S^2fb+55S^2mb+10S^2mf+10\ S^2m$
2-Bet. Females(F) within males	40	139	5	152	<0.001			$S^2w+5S^2fb+55S^2mb+10\ S^2mf$
3-M x Blocks	3	41.7	5	3.5	N.S			$S^2w+5S^2fb+55S^2mb$
4- F x Blocks	40	19.8	5	<40	N.S			S^2w+5S^2f
5-within families	336	36.4						S^2w
Sowing II								
1-Bet. Males (M)	3	214	2					نفس القيم السابقة
2-Bet. females (F)	40	69.9	4			3.1	<0.05	
3- M x B	3	28	4			2.5	<0.005	
4- F x B	40	28.2	5	60	<.02	<1	N.S	
5- within fam .	336	18.8						

جدول رقم (٧-٥) مكونات التباين والكفاءة الوراثية باستخدام DI

ميعاد الزراعة الثاني	ميعاد الزراعة الأول
$S^2m = 1.31$	$S^2m = 5.66$
$S^2mf = 4.18$	$S^2mf = 10.39$
$S^2w = 18.76$	$S^2w = 34.71$
$V.P = 24.25$	$VP = 50.76$
$h^2 = 0.22$	$h^2 = 4S^2S/VP=0.45$
$1/2DR = 5.24$	$1/2=DR = 22.64$
¼ HR = 11.48 VG = 16.72	1/4HR = 18.92 VG = 41.56
nE2 = 7.53	nE2 = 9.20
= 68.95%	Genetic competent = 81.88%

٣- **Partial Diallel Crosses**

ومن خصائص هذا التصميم أن اقدرة العامة علي الائتلاف هي الوحيدة التي يمكن تقديرها لأنه يفترض إن القدرة الخاصة غائبة ولكن يمكن التحصيل عليها بعد إجراء استخدام عمليات الطرح العادية ويوضح الجدول التالي النتائج المتحصل عليها بعد استخراج قيم القدرة العلمة والخاصة علي الائتلاف بعد استخدام طريقة المحددات او المصفوفات matrix لإيجاد قيم القدرة العامة علي الائتلاف

ويمكن تحويل القيم الخاصة بمكونات التباين والواردة في الجدول التالي علي أساس هذه الطريقة :

$$S^2g = \text{cov H.S} = 1/8DR$$

$$S^2S = \text{cov F.S} - 2 \text{ cov H.S} = 1/16 HR$$

$$S^2w = VP - \text{cov F.S} = 1/4DR + 3/16 HR + nE2$$

وإذا كانت القدرة الخاصة غير معنوية فهذا يعني أن العوامل غير الإضافية تساوي صفر أو غائبة أو ليست ذات قيمة وبناءا علي ذلك فأن HR تساوي صفرا إذن :

$S^2g = 1/8\ DR$

$S^2W = ¼\ DR + nE2$

جدول رقم ٧-٦ مكونات التباين طريقة التلقيح ألتباديلي الجزئي لميعادي الزراعة

Item	d.f	M.S	S	X2	P	V.R	P	E.M.S
				Sowing I				
1-BetweenFamles(f)	48	166	6	157	<0.001			$S^2W+5S^2bf+10S^2s+7S^2g$
2-G . C a	13	515	6	132	<0.001			$S^2W+5S^2bf+10S^2s$
3-S C a	35	36.8	6	<35	N.S			$S^2W+5S^2bf+245S^2b$
4- Blocks (B)	1	259	6	5.1	<0.005			S^2W+5S^2bf
5-F x B	48	52.3	6	49.4	N.S			S^2W
6- Within Fam .	383	50.9	6					
				Sowing I				
1-Between Fam (F)	48	155	5			2.4	<0.001	
2-G . C a	13	307	5			6.3	<0.001	
3- S . C a	35	44.1	5			<1	N.S	نفس القيم السابقة
4- Blocks	1	82	5			1.7	N.S	
5- F x B	48	48.8	5	96.6	<0.001			
6- Within fam	383	24.3	5					

والجدول التالي يلخص مكونات التباين الوراثي بعد تحويلها لتسهيل المقارنة مع بيان درجة التوريث

جدول ٧ – ٨ مكونات التباين الوراثي بطريقة التلقيح التباديلى الجزئي ودرجة التوريث

ميعاد الزراعة الأول	ميعاد الزراعة الثاني
$S^2g = 6.65$	$S^2g = 3.72$
$S^2W = 49.94$	$S^2w = 24.27$
$Vp = 63.94$	$VP = 31.71$
$h^2 = 0.42$	$h^2 = 0.47$
$1/2DR = 26.60$	$1/2DR = 14.88$
$nE2 = 36.64$	$nE2 = 16.83$

وواضح من هذه البيانات مقدار التباين الوراثي المضيف

٤ - The north Carolina M2

في هذه الطريقة من السهل التفرقة ما بين صفوف الأمهات والآباء وبناءا عليه فيمكن إيجاد قيمة التأثير الأبوي عند المقارنة ما بين صفوف الأمهات والآباء. ومن المعروف أن التحليل يمكن تجزئتة إلي آباء (ذكور) وأمهات (اناث) . وكذلك التفاعل بينهما (ذكور x أناث) بالإضافة إلي تباين داخل العائلات وتباين داخل القطاعات ويوضح الجدول التالي ذلك .

جدول رقم (٧-٩) تحليل التباين عن طريق استخدام N.C.M.2

Item	d.f	M.S	S	X^2	P	V.R	P	E.M.S
				Sowing I				
1-Males (M)	6	404	3			2.8	0.025	$S^2w+10S^2mf+70S^2m$
2-Females (F)	6	413	3			2.8	0.025	$S^2w+10S^2mf+70S^2f$
3- M x F	36	146	9	111	<0.001			$S^2w + 10S^2mf$
4- Blocks (B)	1	14	8	<1	N.S			
5- M x B	6	12	8	<6	N.S			
6- F x B	6	51	8	<7	N.S			
7- M x F x B	36	42	8	<36	N.S			
8- Within Fam	377	49						
9- pooled within families (4,5,6,7,8)	426	47						
				Sowing I I				
1-Males (M)	6	233	3			4.7	<.01	
2-Females (F)	6	103	3			2.1	<.01	
3- M x F	36	49	9	78	<.001			
4- Blocks (B	1	25	8	1.08	N.S			
5- M x B	6	24	8	<7	N.S			
6- F x B	6	18	8	<6	N.S			
7- M x F x B	36	22	8	<36	N.S			
8- Within Fam	377	23						
9- pooled within families (4,5,6,7,8)	426	23						

ويمكن تحويل مكونات التباين الوراثي في الجدول السابق بهذا الشكل :-

$$S^2m = S^2f = cov . H.S = 1/8\ DR$$

$$S^2mf = cov\ F.S - 2\ cov\ H.S = 1/16\ HR$$

$$S^2w = VP - cov\ F.S = 1/3\ DR + 3/16\ HR + mE2$$

هذه التحليلات لقيم التباين والواردة في الجدول السابق واضح أنها تمثل التباين الإضافي وغير الإضافي وكليهما معنوي ويوضح الجدول التالي رقم ٧-١٠ ملخص هذه القيم .

جدول (٧-١٠) مكونات التباين والكفاءة الوراثية محسوبة بـ N.C.M2

Sowing I		Sowing II	
$S^2m = 3.68$		$S^2m = 2.62$	
$S^2f = 3.81$		$S^2f = 0.77$	
$S^2mf = 9.92$		$S^2mf = 2.65$	
$S^2w = 47.38$		$S^2w = 22.96$	
VP = 64.79		VP = 29.00	
$h^2 = 0.23$		$h^2 = 0.23$	
½ DR = 14.98	VG = 54.66	½ DR = 6.78	VG = 17.38
1/4HR = 39.68		¼ HR = 10.60	
nE2 = 10.13		nE2 = 11.62	
Genetic component 84%		Genetic component = 60%	

وحيث أن قيمة females غير معنوية وأيضا غير معنوية عن قيمة الـ males فأن التأثير الأبوي في هذه الحالة يفترض أنه غائب أو غير موجود . كذلك كانت قيمة الكفاءة الوراثية في غاية التناسق (0.23) ولكن قيمة التباين الوراثي الكلي انخفضت من 48% فى ميعاد والزراعة الأول إلي 60% فى ميعاد الزراعة الثاني . وهذا يمكن تعليله بإنخفاض قيمة المكونات غير الإضافية في الميعاد الثاني من الزراعة بشكل واضح. وكما هو واضح أن التباين الوراثي غير الإضافي يمثل ضعف مقدار قيمة التباين الوراثي المضيف ا والإضافي . وفي حالة غياب التداخل فيمكن الاستنتاج بأن التأثير السيادي له دور مهم في هذه العشيرة .

٥- The half diallel Crosses :

يشمل هذا التصميم علي الأباء الملقحة ذاتيا Selfed parents وهذا يمكننا من حساب الانحرافات ما بين F_1 ومتوسط الأباء . علي أن مجموع مربعات الانحرافات للعوامل غير الإضافية يمكن أن تقسم إلي (b1) وذلك لاختبار الانحراف الكلي للجيل الأول (F_1) عن متوسط الأب (وهي تمثل التأثيرات غير المباشرة) ، b2 وذلك لاختبار التداخل ما بين العوامل غير الإضافية مع الصفوف (وهو اختبار (asymmetry gene) ، b3 لاختبار العوامل غير الإضافية الناتجة عن أسباب أو عوامل أخري . وقد عدل تحليل التباين بهذه الطريقة والذي وضعه Hayman عام ١٩٥٤ ليشمل بجانب المكونات الثلاثة للعوامل الغير إضافية والتي شرحناها سابقا، التباين الوراثي المضيف أو الإضافي (a) . ويوضح الجدول التالي تحليل التباين بهذه الطريقة وكل مكون من مكونات التباين أختبر بالنسبة للتداخل الكلي للقطاع Block.

وقد أوضحت التحليلات أن هناك أهمية لكل من العوامل الإضافية وغير الإضافية وخاصة الأخيرة في صورة b3 وهذا يثبت أن هناك هجين معين منحرف معنويا عن متوسط الأب . والاختبارات الأولية علي البيانات الأصلية أوضحت أنها ترجع إلي الأب الثامن مع الأب الأول والخامس ويحتمل أن يكون هذا راجع إلي كل من السيادة أو التفوق non allelic interactions التباين الوراثي ، ومع افتراض حدوث التلقيح الذاتي و عدم مساواة التكرار الجيني للوحدة فأن هناك مكونات التباين هذا التصميم الوراثي هي ستة مكونات إحصائية ومنها يمكن تقدير قيمة مكونات خمسة مكونات قد حددها كل من Dickinson and jinks عام ١٩٥٦ وهي $D, H1, H11, F_1, E$ وهذه تساوي

$$D1 = \Sigma\, 4uvd^2$$
$$H1 = \Sigma\,(8uv-16u^2v^2)\, h^2$$
$$H2 = \Sigma\, I\, 6u^2v^2h^2$$
$$F_1 = \Sigma\, I\, 6uv(u-v)dh$$

والمكونات الإحصائية الستة السابق الإشارة إليها هي :

$$VBIP = \tfrac{1}{4} D1 + 1/8\, H1 + 1/16\, H11 - 1/8\, F_1 + nE2$$
$$Vr = 1/8\, D1 + 1/16\, H1 - 1/16\, F_1$$
$$Vr = 1/8\, D1 + 1/16\, H1 - 1/16\, H11 - 1/16\, F_1$$
$$Vr = 1/8\, D1 + 1/16\, H1 - 1/16\, H11 - 1/16\, F_1$$
$$Wp2/r = \tfrac{1}{4} D1 + 1/16\, H1 - 1/16\, H11 - 3/32\, F_1$$
$$VP2 = 1/2 D1 + 1/16\, H1 - 1/8\, F_1$$
$$VP2 = \tfrac{1}{4} D1 + 1/16\, H1 + 1/16\, H11 + nE2$$

وهذه المكونات تنطبق بالطبع علي العشائر الكبيرة الأعداد وهذا ما ينطبق علي العشيرة تحت الدراسة .

جدول (٧-١١) تحليل التباين بطريقة التلقيح التباديلي النصفي H . D . C

Item	d.f	M.s	V.R	P.
Sowing I				
a	8	96	12	<0.001
b	36	23	3	<0.001
b1	1	15	2	
b2	8	18	2	<0.05
b3	27	25	3	<0.001
Blocks (B) × a	8	2		
B × b	36	10		
B × b1	1	0.01		
B × b2	8	8		
B × b3	27	10		
B × t	44	8		
Sowing II				
a	8	31		
b	36	6	7.43	<0.001
b1	1	8	1.35	N.S
b2	8	2	2	N.S
b3	27	7	-----	------
Blocks (B) x a	8	3	1.54	N.S
B × b	36	4		
B × b1	1	0		
B × b2	8	7		
B × b3	27	4		
B × t	44	4.19		

٧ – ٢ ـ المفاضلة ما بين التصميمات الهامة لتقدير مكونات التباين الوراثي

أولا : التقييم الخاص Specific evaluation

١ - حجم العينة 1- Size of population sample

يوضح الجدول التالي(٧-١٢) عدد النباتات المستخدمة كآباء لكل التصميمات السابقة . وهذا الجدول يوضح أن التصميم B . I . P . S يستخدم أو يستغل معظم الأباء حيث أن عددها في هذا التصميم يساوي تقريبا عشر مرات عدد الأباء المستخدم في طرق الهجين التبادلية Diallel Cross .

جدول رقم (٧-١٢) عدد الأباء المستخدمة وعدد العائلات في كل تصميم.

	B.I.P.S	N.C.M.I	Partial diallel	N.C.M.2	Half diallel
حجم العينة	86*	48	14	14	9
عدد العائلات لكل تصميم	43**	44	49	49	45

* المفروض الأصل كان ٩٠ ، * * المفروض الأصل كان ٤٥ ولكن هناك اثنين من الهجن مفقودة

ومما لا شك فيه أن أي مربي يسعي عادة إلي اختيار عينة من العشيرة لكي تمثلها أحسن وأدق تمثيل . وتساعد الطرق التكنيكية علي اختيار عينات صغيرة ممثلة للعشيرة يمكن للمربي إن يجري عليها تقديراته. وبرغم هذا فإن العينة لا يمكن أن تحتوي مع كل أعداد المواد الوراثية ولكنها ستحوز علي أغلب تلك المواد الوراثية . وعموما ، وكلما كانت العشيرة متباينة وكبيرة الحجم كلما كان هناك فرصة أكبر لاختيار عينة أكثر تمثيلا.

٢ - الصلاحية للتطبيق في مختلف المواد أو التراكيب الوراثية

2- Suitability for different breeding material

أن صلاحية تصميم ما لمختلف المواد الوراثية تحت التقييم أو صعب للغاية، فهناك مواد وراثية يكون عدد العائلات الناتجة من كل أم ذو عدد محدود للغاية ، ولعل معظم الحيوانات تدخل في نطاق ذلك. وهناك بعض النباتات أيضا تكون العائلات الناتجة من كل أم قليلة للغاية عندما عدد إزهارها قليل . ففي تصميمي B . I . P ، N.CMI يكونا أكثر أهمية وأكثر استخداما في مجال الإنتاج الحيواني أذا أخذنا الأمر من نواحي اقتصادية للمحافظة علي النسب الجنسية.

وإذا كان الأمر يستدعي إنتاج أكثر من عائلة من كل أم فأنه يمكن استخدام التصميمات الثلاثة الأخري . كذلك إذا كانت العشيرة عبارة عن سلالات نقية أو Strains أو distinct sub-population أي عشائر واضحة المعالم (مختلفة) فيكون تصميم التلقيح التباديلي الجزئي partial diallel وأيضا N.C.M2 وتصميم half diallel أكثر فعالية وأهمية . وعندما تكون المادة الوراثية عشيرة أساس التلقيح فيها هو التلقيح العشوائي فأن half diallel لا يجب استخدامه ما لم تكن نباتات العشيرة (نباتات monoecious) أي أحادية الجنس بسبب مشاكل التلقيح الذاتي selfing .

٣ - العمليات أو التعقيدات الحسابية 3- Labour of computation

بالطبع أن تزداد التعقيدات الحسابية كلما ازدادت مكونات التباين الوراثي المراد حسابها. ويتوقف ذلك علي حسب التصميم المختار . فمثلا التصميم partial diallel هناك ١٤×١٤ محددة أو مصفوفة حسابية يجب إجرائها وهذا يتطلب العديد من العمليات الحسابية الكثيرة والمعقدة .

٤ – عدد الثوابت والمكونات الإحصائية المراد تقديرها

4- Number of statistics obtained and possible Number of components estimated

من التصميمات الخمسة السابق عرضها يكون B.I.P.S أقل التصميمات في عدد الثوابت الإحصائية الوراثية التي يمكن تقديرها ، حيث نتحصل منة علي تقديرين فقط من الثوابت الإحصائية الوراثية . أما Partial diallel وأيضا North Carolina M1 , M2 يكون عدد الثوابت الإحصائية الوراثية ثلاثة تندرج تحت between families أي بين العائلات ، حيث يمكن تقدير مكون للتباين البيئي والوراثي والأخير يقسم إلي تباين وراثي مضيف وآخر غير مضيف ، وأكثر من ذلك فأن N.C.M2 يزيد بإضافة تباين تأثير الأمهات . وفي حالة half diallel يسمح هذا التصميم بمعرفة اتجاه السيادة ويسمح أيضا بتقدير نسبة توزيع أو تكرار زيادة أو نقص الجينات السيادية وأيضا يسمح بتقدير مجموعات الجينات السيادية في الأباء عن طريق متوسطات الانحراف Wr / Vr وعن طريق additive dominance model الذي يحوزه نظام التحليل نفسه والخاص

بهذا التصميم . وكما هو معروف أن من خلال هذا التصميم يمكن تقدير ستة ثوابت إحصائية وراثية يمكن من خلالها تقدير خمسة مكونات هي D1 , H1 , H11 , F_1 , E2 كما أوضحنا سابقا . وهذا التصميم يكون الوحيد الذي يقدر $\sum d^2$ بالنسبة إلي VA وبذلك فأن نسبة السيادة لا تكون فيها أي انحرافات قد تنشأ من عدم تساوي تكرارات الجين . وهذا التصميم يكون ملائما إذا أردنا الحصول علي معلومات كثيرة وكافية عن العشيرة تحت الدراسة في صورة مكونات مطلقة.

٥- اختبار الفروض 5-Tests of assumptions

سبق لنا مناقشة الفروض الخاصة لأغلب التصميمات السابقة، ولكن من خلال التصميمات هذه يكون N.C.M.2 هو الذي يمكن من خلاله تقدير التأثير الأموي ، أما بقية التصميمات فهي تفترض أنه تأثير غائب . ويتوقف إيجاد التأثير الأموي كما هو معروف علي تواجد التهجينات العكسية وهذا قد لا يتوافر تواجده في تصميمات كثيرة . إذا وجد أن هناك إمكانية لذلك فسوف يكون من الصعب عمل التحليلات الوراثية لذلك لأنها ستكون خارج نطاق هذا التصميم كما هو الحال في حالة Partial diallel .

Dickinson and Jinks 1955 ناقشا بالتفصيل موضوع الارتباط linkage وتوزيع الجينات المرتبطة والتفوق في حالة heterozygons diallel ولا يوجد أي تصميم أخر تشمل علي اختبار كل هذه الأمور بالإضافة إلي موضوع multiple allels حتي أن تصميم diallel نفسه سيكون غير متوافق أو غير كافي لضبط وتحديد الأثار الناتجة عن تواجد multiple alleles .

٦- النتائج المتحصل عليها 6- Observed results

يوضح الجدول التالي (٧ – ١٣) كل النتائج المتحصل عليها نتيجة استخدام التصميمات الخمسة السابقة بعد تحويل DR , HR , E2 إلي ما يقابلها من VA , VD , VE .

جدول٧-١٣ ملخص لمكونات التباين الوراثي لميعادي الزراعة باستخدام عدة تصميمات وراثية مختلفة.

Genetic components		B.I.P.S	N.C.M1	Parial diallel	N.C.M.2	Half diallel
VP	SI	60.38	50.76	63.24	64.79	40.8
	SII	27.11	24.25	31.71	29	23.76
VG	SI	21.5	41.56	26.6	54.66	7.09
	SII	8.84	16.72	14.88	17.38	4.89
VA	SI	21.5	22.64	26.6	14.98	7.09
	SII	8.84	5.24	14.88	6.78	4.89
VD	SI	----	18.92	0	39.68	0
	SII	----	11.48	0	10.6	0
VE	SI	38.88	9.2	36.64	10.13	33.71
	SII	18.27	7.53	16.83	11.62	18.89
VG as percentage of VP		36	82	42	84	17
		33	69	47	60	21
h2		0.36	0.45	0.42	0.23	0.17
		0.33	0.22	0.47	0.23	0.21
Within family Variance		49.63	34.71	49.94	47.38	40.07
		22.69	18.76	24.27	22.96	23.09
Number of parent used		86	48	14	14	9
Mean of flower time variance		42.86	43.6	42.79	40.29	45.67
		29.46	33.14	34.18	23.45	14.5

<u>والآتي ملخص لهذه النتائج</u>

١. كان التباين المظهري الكلي VP لكل التصميمات ذو قيمة مرتفعة فيما عدا لتصميم Half diallel لكل ميعاد من مواعيد الزراعة حيث كانت القيمة منخفضة لهذا التصميم ولعل هذا التصميم قد نال في جانبه كل القيم المنخفضة لكل المكونات الوراثية الأخرى. وقد يرجع ذلك لانخفاض أو لقلة عدد العينات النباتية الداخلة عند بداية تكوينه وهي (٩) (أسفل الجدول) برغم أنه يحوز علي أعلا متوسط لصفة ميعاد التزهير وهذا يدل علي أن العينة (٩) والمختارة لهذا

التصميم لم تكن ممثلة للعشيرة أحسن تمثيل بدليل انخفاض قيم مكونات التباين الوراثي وانحراف المتوسط لهذا التصميم عن المتوسط العام لكل التصميمات الأخرى .

٢ - في كل التصميمات السابقة أمكن تقسيم VP إلي VE ، VG. وفي تصميمات B.I.P.S & half diallel , Partal diallel تكون قيم VE أكبر عما هو عليه الحل في تصميم N.C.M1 , M2 لكلا ميعادي الزراعة وربما يكون الاختلاف في قيم VE للتصميمات المختلفة راجعا إلي Sampling error

٣-تقسيم VG إلي VA , VD يتوقف علي حسب نوع التصميم ينتج ذلك ولكن ملاحظ أن ارتفاع قيمة VE يعمل علي اختزال قيم VD والعكس ففي حالة VE المنخفضة ترتفع قيم VD.

٤-في حالة تصميم B.I.P.S كما ذكرنا، أنه يمكن تقدير مكونين أساسيين هي متوسط VBIP1 وقيم VBIP أو VG(VA) , VE مع الافتراض بغياب التأثيرات غير الإضافية. ولكن في حالة تواجد هذه العوامل غير الإضافية فأن التقدير 1/2 DR سوف تشتمل 1/16 HR , nE2 سوف تشتمل 1/8 HR وهذا يعني أن كل 1/2D , nE2 (VE , VA) ستكون تقدير عالي لنفس الوحدات

$$(VG)\ VA = \tfrac{1}{2} DR + 1/8\ HR$$

$$VE = nE2 + 1/8\ HR$$

وفي حالة B.I.P.S ، إذا أخذنا تغاير متوسطات B.I.P علي متوسط الأباء (Selfed) فأن هذه القيمة تقدير للمكون 1/4DR وهذه القيمة تمكن من إيجاد المكون السيادي وهذا ما يوضحه الجدول التالي

جدول رقم (٧-١٤) تعديل مكونات التباين من B.I.P.S

SI	S I
VBIP = 10.75 = 1/4DR + 1/16 HR	= 4.40
WBIP/P2 = 8.74 = 1/4DR	= 3.00
VBIP = 49.61 = 1/4DR + 3/16HR + nE2	= 22.91
VA = 17.48 = ½ DR	= 6.66
VD = 7.04 = ¼ HR	= 4.28
VE = 34.84 = nE2	= 16.37

٥- في حالة half diallel كانت قيم E.M.S

$$a = S^2w + 10\,S^2S + 10PS^2g$$

$$b = S^2w + 10\,S^2S$$

$$VBIP = S^2w$$

Where, P = n + 2 (Werdem – personal communication) and n = the number of the parents

هذه يمكن تحويلها إلي قيم VA , VD , VE بهذه الصورة كما هو الحال في تصميمات (N.C)

$$S^2g = ½\ VA$$

$$S^2S = ¼\ VD$$

$$S^2w = 1/2VA + 3/2VD + VE$$

وهذه المعادلات مبينة علي أساس طريقة تحليل التباين لهذه المكونات للباحث Hayman

٦- يوضح الجدول التالي (رقم ٧-١٥) مكونات التباين المتحصل عليها باستخدام طريقة تحليل التباين Hayman في حالة Half diallel ، قبل وبعد استثناء الصف الثامن وأيضا قيم مكونات التباين باستخدام N.C.M2 وباستخدام least squares أي أقل مربعات في حالة half diallel

جدول رقم (٧-١٥) مقارنة عدة طريق من half diallel ، N.C.M2

Gen.Var.	Half diallel			North Carolina model2
	Conventional analysis	N.C approach omitting parent (8)	N.C approach (complete data)	
VA	7.09 4.87	4.87 1.54	6.58 2.31	14.98 6.78
VD	0 0	4.73 0	30.72 2.12	39.68 10.6
VE	33.71 18.89	31.73 22.32	13.74 20.34	10.13 11.62

وواضح من هذا الجدول أن VE تكون منخفضة في حالة تصميمات N.C.D

ثانيا : التقييـــم الـــــعام General evaluation

مما لا شك فيه أن تصميم B.I.P.s يحوز علي انتباه كثير من العاملين في مجال التربية لأنه يتيح اختبار عدد كبير من المواد الوراثية أي عدد أكبر من العشائر الأصلية، ولكن يعاب عليه بالمقارنة مع التصميمات الأخرى أنه يعطي معلومات قليلة عن العشيرة نفسها حيث لا يوجد تقسيم لمكونات التباين الوراثي :

N.C.M1 يفيد في اختبار عدد كبير من النباتات من عشيرة ما وخاصة أنه تصميم جيد في حالة تساوي النسب الجنسية وهذا التصميم مع N.C.M2 يعتبرا كافيين لتقدير المكون الإضافي ولكن التباين غير الإضافي في صورة التباين السيادي يتأثر كثيرا بحالة التفوق Epistasis وقيم التباين البيئي VE المرتفعة .

Partial diallel أو طريقة الهجن التبادلية الجزئية تعطي معلومات أكثر عما هو عليه الحال في تصميمات N.C.Ds ولكن هذا يحتاج إلي مجهود سواء في تنفيذ التهجينات وفي التحليلات الإحصائية ومع هذا فهو بالمقارنة مع Complete diallel ، فهو أفضل لقلة الآباء المستخدمة فيه.

Half diallel وهذا من مميزاته أنه يستخدم أقل عدد من الآباء وتتوقف فاعليته علي طريقة أخذ العينة وحسن اختيار المواد الوراثية .

وفي الترتيب النهائي يمكن القول بأن half diallel يليه تصميمات North carolina تكون علي التوالي من ناحية الأفضلية .

الروبي وآخرين عام ١٩٧٨ قارن ما بين استخدام التصميم الأول Design I وطريقة S1 لتقدير التباين الوراثي في صنف أمريكاني بدري . فعند تنفيذ طريقة S1 أخذ(90 S1) . وهذه قيمت في منطقة سخا (١٩٧٢) وعام (١٩٧٣) وعند تنفيذ D1 ، أخذ الباحث (١٢٥) ذكر (H.S) كل ذكر لقح أربعة إناث (F.S) والهجن الناتجة (F.S) اختبرت في عام ١٩٧٢ ، ١٩٧٣ وأخذت القراءات علي ستة من الصفات الكمية. وثم تقدير مكونات التباين الكلي وتداخله مع المواسم الزراعية (السنوات) فقط في التجربة الأولى .أما في التجربة الثانية أي في DI أمكن تقسيم مكونات التباين الوراثي إلي المكونات الإضافية والسيادية وتم تقدير تداخلها مع المواسم الزراعية . كذلك أمكن تقدير الكفاءة الوراثية في كلا التصميمين بالمعني الضيق Narrow sense . وأخذت القراءات علي ستة من

الصفات الكمية . ويوضح الجدول التالي (٧-١٦) المتوسطات ومعامل الاختلاف النسبي والتباين البيني في كلا التصميمين .

جدول (٧-١٦) المتوسط والتباين البيني ومعامل الاختلاف النسبي في كلا التصميمين S1 , D1 لكل الصفات.

Traits	Statistic	1972		1973		Combined	
		S1	D1	S1	D1	S1	D1
Grain yield	$\bar{x}$	176	193	225	254	196	223
	S^2e	916	1187	1991	1300	1274	1244
	C.V%	17	20	20	19	18	20
plant height	$\bar{x}$	264	276	255	328	260	302
	S^2e	350	301	58	96	253	198
	C.V%	7	6	3	3	6	4
Ear height	$\bar{x}$	157	168	150	222	155	195
	S^2e	120	255	70	91	159	173
	C.V%	7	9	6	4	8	6
Ear length	$\bar{x}$	19	19	20.5	22.4	19.6	20.7
	S^2e	9	6	3	2.6	3.2	4.3
	C.V%	9	13	9	7	9	10
Kernel row number	$\bar{x}$	15	152	14.9	15	14.9	15.1
	S^2e	2.2	1.91	1.63	1058	2	1.75
	C.V%	10	9	9	8	10	9
100 kernel weight	$\bar{x}$	32	30.9	35.5	36.3	32.2	33.6
	S^2e	3.6	3.7	6.9	10.9	4.7	9.8
	C.V%	6	9	7	9	7	9
silking date	$\bar{x}$	70	72	73	69	71	71
	S^2e	7.9	5.9	13.3	3.3	9.3	4.6
	C.V%	3	3	5	3	4	3

وبصفة عامة ، نقول أن متوسطات S1 كانت أقل من متوسطات F.S الناتجة من D1 لكل الصفات فيما عدا لصفة ميعاد التزهير فكانت قيم المتوسطين متساوية وكان متوسط الانخفاض فيما بين S1 ، F.S (S_0) يقدر بنحو ٢١% لصفة ارتفاع الكوز يليه ارتفاع النبات ١٤% ويليه محصول النبات (١٢%) ، وطول الكوز (٥%) ، ووزن الألف حبة (٤%) وكانت أقل نسبة لصفة عدد الحبوب في الصف (١%) . كذلك كان متوسط عام ١٩٧٢ أقل من عام أقل من عام ١٩٧٣ مما يوضح بأن الظروف

الزراعية في عام ١٩٧٣ كانت أكثر مناسبة وموافقة أو ملائمة . تباين الخطأ التجريبي كان متماثلا تقريبا في كلا الموسمين الزراعيين . وكانت قيمة معامل الاختلاف مرتفعة لصفة محصول النبات ومتوسطة لصفة طول الكوز وارتفاع النبات والكوز وعدد الصفوف و وزن الحبوب وذات قيم منخفضة لصفة التزهير وهذا يتناسب مع قيم المتوسط والتباين البيني لكل صفة علي حده . وعند مقارنة تباين الأخطاء البيئية في كلا التصميمين ، يتضح أنه كان متساويا كما ذكرنا في كليهما.

أما عن قيمة التركيب الوراثي (G) ، تداخل G×y ، h2 لكلا التصميمين فهي موضحة في الجدول التالي (٧-١٧)

جدول (٧-١٧) مكونات التباين وتداخلها مع المواسم الزراعية وقيم درجة التوريث فى D1 and S1

Characters	S^2G		S^2Gy		h_2	
	S1	D1	S1	D1	S1	D1
Grain yield	1218**	-58.00	18.43	1846.00	0.51	0.00
Plant height	1.70	39.80**	-11.50	-131.44	0.03	0.00
Ear height	-8.20	38.02	-16.90	-66.34	0.00	0.00
Ear length	4.38**	1.25**	0.41	0.07**	0.83	0.06
Kernel row number	0.48**	-0.12	0.23	0.25**	0.61	0.31
100- kernel weight	-0.37	1.89**	8.79**	21.47**	0.00	0.14
Silking date	0.10	1.11	0.24	-1.20	0.05	0.00

بصفة عامة ، يمكن القول بأن تباين التركيب الوراثي الكلي في S1 أكبر في D1 فيما عدا لصفة وزن المائة حبة وارتفاع النبات وميعاد التزهير . وللصفتين الأخيرتين كان تباين العوامل السيادية هو ممثل للتباين الوراثي الكلي (يتحكم فيها فقط العوامل السيادية بالكامل) . وتداخل التركيب الوراثي الكلي × السنة الزراعية كان متشابها في كلا التصميمين . وكلا التصميمين كانا حساسين لإظهار وتداخل التراكيب الوراثي × السنة الزراعية لصفة محصول النبات و وزن المائة حبة.

أما عن الكفاءة الوراثية ، فإن قيمتها في S1 أعلا عن الكفاءة الوراثية في D1 لكل الصفات والتي أظهرت معنوية في قيمة تباينها الوراثي .

وعند مناقشة النتائج المتحصل عليها بشكل عام يتضح أن :

١- تصميم S1 ، وهو من التصميمات أحادية العوامل كما أوضحنا مسبقا ، يقدر التباين الوراثي الكلي فيما بين التراكيب الوراثية . والتباين الوراثي الكلي هو كما قدره JAN-ORN وآخرين عام ١٩٦٧ هو :

$$S^2L = S^2\,a + ¼\,S^2D$$

حيث أن S^2 a هو التباين الوراثي المضيف الراجع إلي متوسط تأثير إبدال الجين effect of gene substitution في عائلات S1 . أما S^2D فهي التباين السيادي الوراثي في العشيرة الأصلية . وكما هو واضح فإن S^2a سوف تساوي قيمة التباين المضيف خلال أو في داخل العشيرة (S^2A) عندما يكون التكرار الجيني يساوي نصف أو عندما يكون التباين السيادي منعدما is lacking . فإذا كان متوسط التكرار الجيني للأليلات المرغوبة أقل من النصف فأن S^2a ستكون أقل من S^2A .

وقد أوضح Orn–Jan وآخرين عام ١٩٧٦ أن S^2a تساوي نصف S^2A لكل الصفات المدروسة في عشائر السورجم والتي تكون تحت ظروف التلقيح العشوائي . ووضحوا أن تقدير التباين الوراثي المضيف في S1 يكون أقل من ذلك المقدر في العائلات الغير شقيقة half sib وبناءا علي ذلك فأن انحرافات التباين السيادي في S^2L (S1) سوف يكون يقابله compensated انخفاض في قيم التباين الوراثي المضيف .

٢- أن لتصميم (S1) بعض الشروط أو الفروض التي يجب تواجدها حتى يمكن تطبيق هذا التصميم في العشيرة تحت الدراسة . وهذه الفروض هي :

1- S1 lines under test are chosen at random
2- The dominance variance does not play a major role in the inheritance of the characters under study.

أي أن السلالات (S1) تختار عشوائيا من خلال العشيرة تحت التقييم، وأن التباين السيادي لا يلعب دورا ما في وراثة الصفات تحت الدراسة . ومن الواضح أن هذين الشرطين متوفرين في العشيرة تحت الدراسة . وقد أوضح الروبي وآخرين عام ١٩٧٣ أن التباين المضيف هو المهم في

وراثة أغلب الصفات في هذا الصنف تحت الدراسة كذلك أوضح كل من Moll, Robinson عام ١٩٦٧ ، Gardner عام ١٩٦٣ أوضحوا أن التباين الوراثي المضيف هو المهم والسائد في العشائر مفتوحة التلقيح .

٣- بالنسبة لتصميم DI ، فهو من التصميمات ثنائية العوامل كما أوضحنا وهو مناسب أو ملائم لتقدير مكونات التباين الوراثية الإضافية والسيادية . وحيث أن العشيرة تحت ظروف التلقيح العشوائي فمعظم الفروض الخاصة بهذا التصميم تكاد منطقية إلا أن الشرط الخاص بنظام التلقيح نفسه Assortative mating والذي أدي إلي رفع قيم التباين المضيف وخفض قيم التباين السيادي فلم يكن هناك أي محاولة لعدم تلافيه.

٤- تعتبر طريقة S1 أكثر فعالية في تقدير مكون التباين الوراثي المضيف ولعمل التنبؤ الكامل لتحسين العشيرة بالانتخاب.

٥- عند مقارنة طريقة العائلات غير الشقيقة half sib نجد أنها تشترك مع طريقة S1 في أن كليهما من التصميمات أحادية العوامل ولكن يعاب علي طريقة العائلات غير الشقيقة كما في DI وجود non-random mating . كذلك نقول أن التباين الوراثي ما بين العائلات الغير شقيقة سوف تساوي ($1/4S^2A$) في حين يصل هذا في S1 إلي (S^2A) ، وبناءا علي ذلك فأن تباين (S^2A) المقدر من طريقة العائلات الشقيقة تساوي ($16 \times$ Variance of H.S) في حين يكون هذا في طريقة S1 مساويا لــ (Variance of S^2L) . وعلي هذا فإن الدقة في طريقة العائلات غير الشقيقة ستكون أقل عما في حالة طريقة (S1) عند تقدير تباين العوامل المضيفة.

٦- أن تنفيذ طريقة S1 ، كان الأسهل عن طريقة العائلات الغير شقيقة (H.S) حيث يستلزم في الأول اختيار عشوائي لعدة سلالات من S1 وتزرع فيما بعد في عدة مناطق ، أما في الثانية فيلزم إجراء التهجين لإنتاج العائلات الغير شقيقة مما يدخلنا في عدم انطباق الشرط الخاصة بعشوائية التلقيح وحدوث حالة Assortative mating التي تسبب انحرافات في قيم التباين الوراثي حيث ترفع قيم التباين المضيف وتقلل من قيمة التباين السيادي .

الحصري عام ١٩٨١ أجري دراسة وراثية لتقدير مكونات التباين الوراثي وتفاعلها مع البيئة في محصول الفول البلدي . وقد استخدم لهذا الغرض خمسة أصناف من الفول ذات أصول متباعدة وهي N.A.112 من باكستان ، واكوادلز من فرنسا وجيزه ٢، جيزة ١و الرومي من مصر. وقد تمت الدراسة بوجهتين مختلفتين ، حيث كانت الوجهة الأولي لدراسة جميع الأجيال الأولي للتهجينات الممكنة بين الأباء الخمسة بنظام Diallel cross analysis بينما كانت الدراسة في

الاتجاه الثاني بالطريقة العادية لدراسة مكونات التباين الوراثي في ثلاثة هجن هي (N.A.112× أكوادلز) ، (NA.112 ×جيزة ٢) ، (جيزة ١ × الرومي) حيث اشتملت على الآباء والجيلين الأول والثاني والجيلين الرجعيين لكل حالة . وقد حللت النتائج وراثيا في الاتجاه الأول بطرق Grifling عام ١٩٦٥ ، Hayman عام ١٩٥٤ Jones عام ١٩٦٥ ، Allard عام ١٩٥٦ وحللت تجارب الاتجاه الثاني بطريقة Gamble 1961 ، علما بأن المواد المتحصل عليها في الاتجاه الأول زرعت تحت كثافة التربية والزراعة العادية (ريشة وريشتين) . وقد أوضحت النتائج أن :

١- عند التحليل في الاتجاه الأول ، اتضح أن التباين الراجع لكل من القدرة العامة والخاصة علي التآلف معنويا لكل الصفات باستثناء ميعاد النضج في كل من الكثافتين والتحليل المشترك وميعاد التزهير وفترة النضج في الكثافة الأولي . وقد كانت النسبة مابين التباين الراجع للقدرة العامة علي التآلف وبين التباين الراجع للقدرة الخاصة علي التآلف ذات قيم عالية تفوق الوحدة لكل الصفات عدا لصفة عدد الفروع بالنبات مما يدل علي أن الجزء الأكبر من الاختلافات الوراثية المرتبطة بهذه الصفات كان راجعا إلي فعل الجينات من النوع المضيف والتفوقي من الطراز المضيف×المضيف. هذا وقد أمكن الحصول علي نفس النتيجة باستخدام طريقة تحليل المكونات الوراثية Hayman 1954 a , b , and Jones 1965 وطريقة التحليل البياني .

٢- في الاتجاه الثاني للتحليل ، اتضح أنه بالنسبة لطبيعة فعل الجين Type of gene action كان أثر الفعل المضيف للجينات موجبا ومعنويا لجميع الصفات تحت الدراسة لصفة عدد الفروع للنبات في الهجين الثالث ، كذلك كان تأثير الجينات من النوع السيادي موجبا ومعنويا لمعظم الصفات المدروسة. وكان فعل الجين من النوع الفائق Epistasis له دور كبير بالنسبة لصفات طول النبات وعدد العروق بالنبات ووزن المائة بذرة ومحصول النبات الفردي من البذور.

٣- في الاتجاه الأول للتحليل ، كانت الكفاءة الوراثية بمعناها الضيق عالية ومساوية تقريبا لنظريتها بالمعني العام (الواسع) لمعظم الصفات المدروسة ، في حين كانت في الاتجاه الثاني للتحليل عالية لجميع الصفات المدروسة (بالمعني الواسع) وأيضا أظهرت الكفاءة الوراثية بمعناها الضيق قيما عالية إلي متوسطة لجميع الصفات تحت الدراسة عدا صفة عدد الفروع للنبات في الهجين الأول.

نوار ١٩٨٣ أجري مقارنة ما بين عدة تصميمات مختلفة لطرق الهجن التبادلية التالية :

1- Griffing's method – Method 4 – Model II – (1956)
2- Modified diallel cross method (Matzinger and Kepthorne (1965)

3- Griffing's method – Method 2 , Model II – (1956)
4- Gradner's mthod – (1967).
5- The half diallel cross –a method by Morly Jones (1965)
6- The half diallel cross b – method by Aksel and Johnson (1959) .
7- The regression method (Wr-Vr)-Method by Jinks (1954)and Hayman (1954a,b).

واختير عشوائيا لذلك خمسة سلالات نقية (الاختيار العشوائي للسلالات كان ضروريا لتقدير مكونات التباين الوراثي ومتوافق هذا الاختيار مع متطلبات وشروط تنفيذ الطرق التحليلية) . وعملت كل التهجينات الممكنة فيما بينها واختبرت الهجن الناتجة في ثلاث مكررات علي هيئة قطاعات كاملة العشوائية ونظرا لتعدد واختلاف طرق التحليل كانت الصفات تحت الدراسة هي لصفة محصول النبات الفردي وصفة التزهير فقط. ونعرض هنا جانب مختصر من النتائج المتحصل عليها كما يلي:

أعطت كل الطرق صورة متكاملة عن طبيعة التركيب الوراثي في السلالات تحت الدراسة برغم اختلافها في مضمون مكونات التباين ولكن كان التفسيرات لهذه المكونات واحدة للصفتين تحت الدراسة.

١- للصفتين تحت الدراسة كانت العوامل الوراثية المضيفة معنوية وكذلك العوامل السيادية مع كبر حجم التباين الإضافي ، وكان نوع السيادة لصفة المحصول سيادة فائقة التزهير سيادة جزئية (الطريقة البيانية) .
٢ - كانت طريقتي الهجن التبادلية النصفية (b , a) وطريقة جاردنر ، وطريقة الرسوم البيانية (Wr , Vr) أفضل من الطرق الأخري و الخاصة بكل من جريفنج و ماتزنجر لأنها أعطت أكبر قدر متاح من المعلومات عن طبيعة فعل الجين برغم أنها تحتاج إلي عمليات حسابية عديدة ومعقدة وتفسيرات كثيرة . وفي نفس الوقت نقول أن الطرق الخاصة بجريفنج وماتزنجر كانت أبسط وأقل تعقيدا وقد أعطت قدر مقنع وكافي من المعلومات الوراثية، ونوصي باستخدامها في برامج التربية .

نوار وآخرين عام ١٩٨٣ أجري مقارنة ما بين مقدار المكونات الوراثية المتاحة عند تغير أعداد الذكور والإناث في التصميم الأول Design -I في صنف إسكندرية (١) وكانت أعداد الذكور والإناث تحت الدراسة كما يلي :-

		Number of Females						
Number of Males	2	6	12	18	24	30	36	40
	3	6	12	18	24	30	36	40
	4	6	12	18	24	30	36	40
	5	6	12	18	24	30	36	40
	6	6	12	18	24	30	36	40

وقد قورنت هذه التجارب بتجربة كاملة أخري اشتملت علي تصميم كامل مكون من أربعة إناث و ٦٤ ذكر وأخذت القراءات علي صفات محصول النبات الفردي والتزهير وطول الكوز وعرض الكوز وارتفاع الكوز والنبات ويوضح الجدول التالي جزء من النتائج المتحصل عليها.

جدول(٧-١٨) تقدير المكونات الإضافية والسيادية عند اختلاف عدد الذكور والإناث الداخلة في التهجين عند إنتاج Design I

Females males	Males NO	S^2A	S^2D	F/M	Mno2	S^2A	S^2D
	6	13.2*	-16.1		6.0	2.7*	-4.4
	12	7.1*	-10.2		12.0	1.0	1.0
	18	9.1**	-17.3		18.0	5.4**	-7.2
2	24	7.5**	-14.1	5.0	24.0	4.9**	-6.3
	30	6.1**	-12.5		30.0	3.9**	-5.4
	36	5.7**	-10.9		36.0	4.6**	-5.5
	40	7.2**	-10.6		40.0	5.4**	-5.6
	6	8.9**	-13.4		6.0	2.8*	-4.6
	12	3.0	-4.1		12.0	1.4	-1.0
	18	5.0**	-8.9		18.0	5.8**	-7.6
3	24	4.9**	-7.1	6.0	24.0	5.0**	-6.1
	30	4.2**	-7.1		30.0	4.0**	-5.4
	36	4.5**	-6.6		36.0	4.6**	-5.4
	40	5.6**	-6.9		40.0	5.3**	-5.7
	6	7.2**	-12.1				
	12	2.8*	-4.0				
	18	6.1**	-8.8				
4	24	5.6**	7.6				
	30	4.5**	-6.9	4.0	64.0	3.2*	-3.5
	36	5.2**	-6.9				
	40	6.1**	-7.2				

واتضح من هذه الدراسة أن :

١- كان التباين الوراثي المضيف هو الوحيد المهم والسائد في وراثة كل الصفات تحت الدراسة .

٢- أدي زيادة عدد الذكور التي تلقح عدد ثابت من الإناث إلي نقص قيمة S^2A لصفة محصول النبات . ولكن في صفة ارتفاع الكوز، أدي زيادة عدد الذكور إلي زيادة S^2A وذلك من ٦ ذكور وحتى ١٨ ذكر وحدث ثبات في قيمة S^2A بعد ٢٤ ذكر و٤٠ ذكر وتساوت هذه القيم مع ٦٤ ذكر. وفي صفة التزهير مثلا ، أدى زيادة عدد الذكور من ٦ إلي ٤٠ ذكر إلى نقص S^2A عند ٢ ، ٣ ، ٤ إناث ولكن عند ٥ ، ٦ إناث ، S^2A زادت بزيادة عدد حجم العينة .

٣- زيادة عدد الإناث من ٢ إلي ٦ مع عدد ثابت من الذكور أدي إلي نقص S^2A لصفة محصول الحبوب ولصفة ارتفاع الكوز ، أدي زيادة الإناث من ٢ إلي ٦ ومن ٦ إلي ١٨ أعطي هذا تقديرات فيها انحراف لـ S^2A ، في حين أدي زيادة عدد الإناث من ٢ إلي ٦ مع ٢٤ ، ٦٠ ذكر إلى نقص S^2A .

٤- كان العدد الأمثل لتقدير S^2A أمكن التحصيل عليه من تهجين ٣٠ إلي ٤٠ ذكر كل ذكر واحد يلقح أربعة إناث علي الأقل لكل الصفات تحت الدراسة .

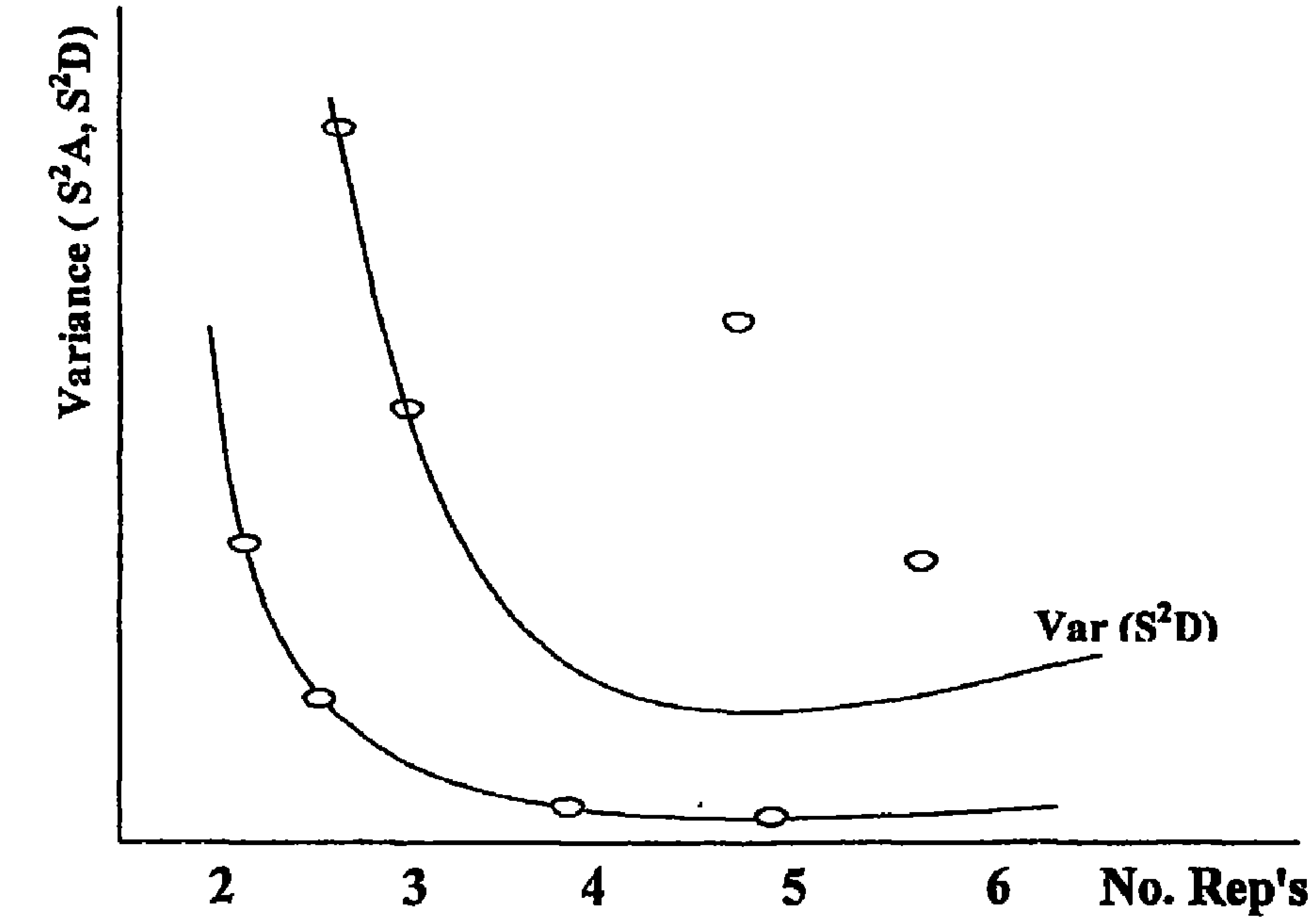
٥- كانت قيمة التباين السيادي لصفة المحصول سالبة لكل الصفات وآلت للصفر.

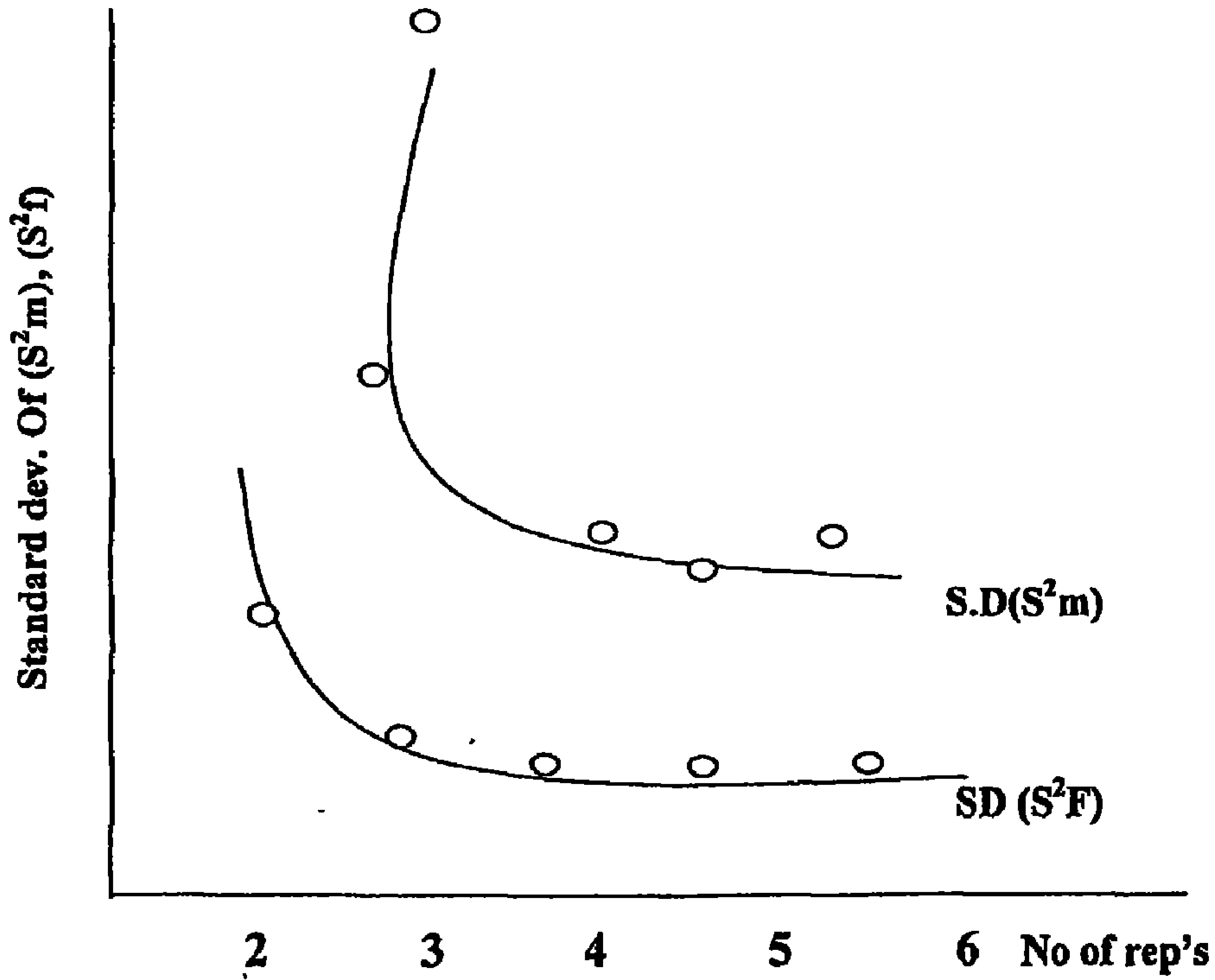
نوار عام ١٩٨٣ – أجري دراسة بغرض تقدير مكونات التباين الوراثي باستخدام DI وتأثر ذلك باختلاف عدد المكررات . واستخدام لذلك صنف جيزة (٢) مع استخدام ٣٠ ذكر وكل منها لقحت مع أربعة إناث . واختبرت الهجن الناتجة في مكررتين وثلاثة وأربعة وخمسة وستة مكررات . ويوضح الجدول التالي (٧-١٩) نتائج هذه التجربة .

جدول (٧-١٩) مكونات التباين الوراثي باختلاف عدد المكررات لصفة المحصول

Number of rep.s	S^2m	S^2f	S^2A	S^2D	H^2	a^2
2	404	347.4*	1616	-226.4	0.4	-0.53
3	110	656.0*	439	2185.2	0.1	3.16
4	158	540.7*	633	1529.9*	0.2	2.19
5	149	532.9*	594	-245.7	0.2	-0.91
6	184	3799.4*	734	14463.6*	0.1	6.28

يتضح أن ثبات المكونات الوراثية لم يحدث إلا عند أربعة مكررات وهذا ما يؤكده المنحنيات التالية وخاصة عند تقدير الخطأ القياسي لتباين العوامل السيادية والإضافية وأن التقديرات سواء للتباين أو الخطأ لهذه العوامل قبل أربعة مكررات تعتبر تقديرات منحرفة bias.





العلاقة ما بين عدد المكررات والأخطاء القياسية

الفصل الثامن

الكشافات والقدرة علي الائتلاف

Testers and combining ability

٨ - ١مقدمه

حدد Allard عام (١٩٦٠) مفهوم كلمة أختبار النسل Progeny test بأنه اختبار لقيمة التركيب الوراثي علي أساس سلوك النسل الناتج منة أو من بعض نظم التلقيح المحددة ، وهذا بالضبط ما استخدمه Vilmorin في فرنسا عام ١٩٨٥. وقد توصل الى فعالية هذه الطريقة لتحسين محصول السكر في بنجر السكر (Beta Vulgaris) . وهذه الطريقة تعتمد علي انتخاب السلالة line selection بأختبار النسل ، والتي عرفت بأسم Vilmorin isolation principle ، والتي استخدمت فيما بعد لأختبار النسل في محصول الذرة الشامية عام ١٨٩٦ بواسطة Hopkins وذلك لتحسين محصول الزيت والبروتين وتلك الطريقة أصبحت فيما بعد تعرف بطريقة الكوز للخط . Ear – to- row.

Davis عام ١٩٢٧ اقترح طريقة التلقيح القمي top cross وهي من طرز طرق اختبار النسل ، وذلك لتقدير قدرة الائتلاف للسلالات في برامج تربية هجن الذرة الشامية. تلي ذلك Jenkins and Brunson عام ١٩٣٢ حيث أوضحا أهمية وفعالية طريقة الانتخاب الأخوة الأشقاء Full – Sib family selection وطريقة التلقيح السلالى الذاتي الأول أو الثاني S1 or S2 . lines Per se

وبعد أن حدد كل من Sprague , Tatum عام ١٩٤٢ تعريفا خاصا بالقدرة العامة والخاصة علي الائتلاف ، فقد حدث بعد ذلك تقدم لاستخدام طريقة اختبار النسل أو طريقة التلقيح القمي . ثم جاءت بعد ذلك طرق الانتخاب المتكررRecurrent selection لتحسين عشائر الذرة الشامية . ثم تلي ذلك كل من Jenkins في عام ١٩٤٠ ،Hull عام ١٩٤٥ ، Comstock وآخرين عام ١٩٤٩ ، Lonnquist عام ١٩٤٩ . وكما نعلم أنه للانتخاب القدرة العامة علي الائتلاف (G.C.A) لابد من استخدام كشاف ذو قاعدة وراثية غير متماثلة عريضة او واسعة فى تركيبها الوراثيBroad base heterogeneous مثل الأصناف المفتوحة التلقيح او الاصناف التركيبية أو عشائر ليست لها علاقة بالعشيرة تحت الاختيار. وفي كل الأحوال يتم التهجين ما بين العينة الممثلة للتركيب الوراثي المراد اختباره مع الكشاف ، أي أن كل نبات من العشيرة الأصلية

يلقح بطريقة عشوائية إلي الكشاف المستخدم . وكل تلقيح قمي Testcross لهذا السبب يمثل عائلة غير شقيقة Half – sib family . وعندما يكون الكشاف ضيق Narrow base في تركيبة الوراثي (مثل السلالات والهجن الفردية) فيطلق علي الاختبار ، اختبار للقدرة الخاصة علي الائتلاف . وتعتبر طريقة الانتخاب المتكرر الدوري العكسي Reciprocals recurrent selection (RRs) مشابهة لطريقة الانتخاب المتكرر للقدرة العامة علي الائتلاف الا أن فى هذة الحالة(RRs) فهناك عشيرتين تعتبر كل منهما ككشاف للأخرى.

والغرض من أستخدام طريقة التلقيح القمي في تربية الذرة الشامية هو :-

(١) تقدير القدرة علي الائتلاف للسلالات النقية في برامج التربية .

(٢) تقدير القيمة التربوية Breeding values للتراكيب الوراثية لتحسين العشيرة .

وفي كلتا الحالتين تعتبر عملية اختيار الكشاف المناسب مشكلة . والكشاف المناسب desirable tester كما حدده Matzinger عام ١٩٥٣ ، بأنه ذلك الكشاف الذي يتآلف بدرجة كبيرة مع التراكيب الوراثية المراد اختبارها ، ويعطي أقصي معلومات ممكنة عن سلوك السلالات عما لوزعت تلك السلالات في توليفات متعددة أو تحت عدة بيئات مختلفة ومتباينة . ولا يوجد كشاف به جميع المميزات المرغوبة بالكامل . Rawling and Thompson عام (١٩٦٢) حدد مواصفات الكشاف الجيد good tester بأنه ذلك الكشاف الذي يقسم ويرتب السلالات بدقة ويفرق بينها عند اختبارها. وبالنسبة لتحسين العشائر ، أوضح Allison and Curnow عام (١٩٦٦) بأن الكشاف الأحسن best tester بأنه ذلك الكشاف الذي يعطي أكبر قدرة محصولية متوقعة عند استخدامه في الاختبار. ولكن Hallauer عام (١٩٧٥) حدد مواصفات الكشاف المناسب Suitable tester بأنه ذلك الكشاف الذي يكون سهل في الاستخدام Simplicity in use ، والذي يعطي أكبر قدر من المعلومات ، ويقسم ويرتب السلالات بدقة ، ويعطي أكبر قدر من العائد الوراثي maximize genetic gain.

وبعد أن أقترح Jones عام ١٩١٨ طريقة الهجن الزوجية ، والانتخاب ما بين الهجن ، أصبحت الحاجة ملحة لأن تكون السلالات الداخلة في عملية التقييم مقيمة أصلا أو مبدئيا أو في البداية وبطريقة سهلة التنفيذ حيث إن اختبار السلالات بطريقة كل الطرق الممكنة n(n-1)/2 تعتبر عملية شاقة وخاصة إذا كان الغرض هو تقييم عدد كبير من السلالات ، ومن هنا تتضح أهمية طريقة الاختبار القمي هذه في توفير الوقت والمجهود وتقييم عدد كبير من السلالات في آن واحد خاصة بعد

أن أوضح Johnson and Hays عام ١٩٣٦ أن هناك علاقة ارتباط قوية بين سلوك السلالة في التلقيحات القمية وسلوكها في الهجن الفردية بعد ذلك .

وطريقة الاختبار المبكر للسلالات اقترحها Jenkins عام (١٩٣٥) وكذلك Sprague عامي ١٩٣٩ ، ١٩٤٦. وتختلف عملية الاختبار المبكر Early testing عن عملية اختبار السلالات S1 Per se في نقطتين هما :

(١) النباتات من S0 يعمل لها تلقيح ذاتي لمدة جيل واحد فقط لإنتاج (S1) وتلك تلقح إلي كشاف وتختبر تلك الهجن القمية فيما بعد .

(٢) تسمح هذه الطريقة مبكرا باختصار عدد كبير من السلالات غير المفيدة وغير النافعة أو غير المرغوبة الصفات في الخطوات الأولي من برامج التربية مما يقلل الجهد والعمل والوقت والتكلفة في مثل هذه البرامج. والسلالات الجيدة يمكن فيما بعد الاستمرار في عمل التلقيح الذاتي المستمر لها لإنتاج السلالات ، خاصة وأن القدرة علي الائتلاف تتحدد مبكرا وفي الأجيال الأولي من S1 وهذا ما يكشف عنة الاختبار القمي .

وقد أوضح ذلك كثير من الدارسين .أمثال Loeffel ، والسلالات الجيدة بعد ذلك يمكن تقييمها للقدرة العامة والخاصة علي الائتلاف بسهولة (لقلة العدد) وبعده طرق مختلفة وذلك في الخطوات النهائية من برامج التربية .

أن عملية اختيار الكشاف المناسب مازالت حتي الأن محل جدل سواء استخدمت الكشافات في المراحل المبكرة أو المتأخرة من برامج التربية . وقد أوضح Matzinger مثلا أن أفضل كشاف لأي سلالة في هجين زوجي هو ذلك الهجين الفردي المقابل في الهجين الزوجي والذي لا يشتمل علي نفس السلالة وذلك إذا أردنا إحلال سلالة محل أخري في هجين زوجي ما .

Green عام (١٩٤٨أ) قارن ما بين نوعين من الكشافات – أحدهما منخفض المحصول وغير مقاوم للرقاد والثاني عالي المحصول ومقاوم للرقاد والكشافات كانت هجن زوجية . وبسبب أن الكشافين قد رتبا أفراد F_2 المنعزلة كل بطريقتة المختلفة تماما وبسبب أن هناك اختلاف واسع في متوسط محصول الهجن القمية الناتجة من كلا الكشافين فإنه يمكن القول أن كلا الكشافين كانا ذو تركيبين وراثيين مختلفين بشدة وتماما عن بعضها البعض . ولم يكن هناك رغم ذلك إمكانية لتحديد (من البيانات المتاحة) أي من الكشافين يعطي أحسن تقدير لمتوسط القدرة علي الائتلاف. ولكن هذا الاختبار أوضح أن أحسن تقدير يمكن الحصول باستخدام أو عن طريق سلوك الهجن القمية مع الكشافين معا (مشتركين مع بعض) يعتبر أحسن أو أفضل عما لو أخذنا تقدير كل كشاف علي حده.

كذلك اتضح أن الأصناف التركيبية المتكونة من عدة سلالات تكون أفضل من أي كشاف آخر لقياس القدرة علي الائتلاف . Keller عام (١٩٤٩) وجد علاقة ارتباط منخفضة ما بين الصفات الزراعية agronomic traits عندما استخدم كشاف ذو علاقة بالعشيرة الأصلية وآخر بعيد عن العشيرة واثبتا أن الكشافات لم ترتب السلالات بنفس الترتيب . ولم يكن هناك أفضلية لاحدهما عن الآخر .

وقد أثبتت بعض نتائج تجارب الانتخاب المتكرر الأخري اختلاف قدرة الكشاف في ترتيب أفراد العشيرة تحت الاختبار وممن اثبت ذلك وأيده كل من : Lonnquist and Rumbaugh1958, Horner et al 1963 , Lonnquist and Lindsey 1964 , Horner et al 1969).

وللانتخاب للقدرة العامة علي الائتلاف G.C.A يحتاج الأمر الي استخدام كشاف عريض في قاعدته الوراثية وغير متجانس heterogeneous . والقدرة العامة علي التآلف لأي سلالة لا تكون صفة ثابتة بل تتوقف أيضا علي صورة أو شكل التركيب الوراثي للعشيرة التي ستهجن مع تلك السلالة .(Kempthorne and Curnow 1961)

٨-٢ - النظرية Theory

القيمة النسبية Relative value للكشافات ، اختبرت نظريا بواسطة Hull عام ١٩٤٥ وتتلخص نظريته علي أساس التباين ما بين وخلال الهجن القمية أخذاً في الأعتبار موقع وراثي واحد a one locus به عاملين وراثيين tow alleles تتوزع علي هيئة AA: 2Aa : aa مع وجود حالة السيادة الكاملة Complete dominance ووجود قيم تحكمية arbitrary values لتأثيرات التراكيب الوراثية ويوضح جدول (٨ - ١) تلخيصا لنظريته .

ومن المعروف أن السلالات المشتقة من عشيرة ما يكون التكرار الجيني لها يساوي , aa1/2 AA1/2 وعندما تهجن أو تلقح إلي العشيرة الأبوية Parental population فأن متوسط الهجن القمية سيصبح 1 , 1/2 علي التوالي . كذلك يكون المتوسط العام 3/4 والتباين ما بين الهجن القمية يكون 1/16 وبناءا عليه فالتباين خلال أو داخل الهجن القمية يكون : $\frac{3}{16} - \frac{1}{16} = \frac{2}{16}$.

وقد وضع Hull (١٩٤٥ ، ١٩٤٦ ، ١٩٥٢) نظريته تلك علي أساس أن بالكشاف ، ستكون كل المواقع الوراثية ذات تأثير متماثل متنحي homozygous recessive وأن تأثير الاليلات السيادية المتماثلة عند أي موقع وراثي يمكن تجنبها . وقد أيد ذلك بطريقة تحليل ارتداد الأب الثابت regression method of constant parent ، أي ارتداد سلوك النسل علي سلوك الأباء وخاصة

بالنسبة إلي الأب الثابت . وقد وجد إن قيمة مثل هذا الارتداد سيكون كبيرا عندما تكون قيمة التكرار الجيني يساوي صفر بالنسبة للصفة في الأب الثابت ، وتكون قيمة الارتداد تساوي صفر عندما تكون التكرارات الجينية تساوي (1) .

جدول ٨ ـ١ قيم التراكيب ومتوسطات التلقيحات القمية لموقع وراثي واحد وحالة التكرار الجيني P=0.5.

التراكيب الوراثية	التكرار الجيني	قيم التراكيب الوراثية	متوسطات التلقيحات القمية	
			كشاف AA	كشاف aa
BB	1/4	1	1/4	1
Bb	1/4	1	1/4	1/2
Bb	1/4	1	1/4	1/2
bb	1/4	0	1/4	0
المتوسط		3/4	1	1/2
التباين	.	3/16	0	2/16

وقد أظهرت بعض النتائج التجريبية أن ارتداد F_1 علي السلالات الأبوية كان يساوي أما صفر أو ذو قيمة سالبة مع كشاف قوي، وأن استخدام كشاف سلالي ضعيف، كانت قيمة الارتداد في حدود 0.5 أو أعلي . والنتائج التي أوردها Green عام (١٩٤٨أ) تؤيد نتائج نظرية Hull بسبب أن الكشاف المتصف بعدم المقاومة للرقاد أظهر بصورة أكبر مدي واسع من قدرة التحمل والثبات Stand ability عن ذلك الكشاف المتصف بالمقاومة للرقاد . وعلي الجانب الآخر ، فقد أوضح Keller عام (١٩٤٩) أنه لا اختلاف في حالة تقدير تداخل line × tester علي هيئة تباين عند استخدام مجموعتين من الكشافات ذات المحصول العالي والمنخفض ، وعلي أساس نظرية Hull فهذا متوقع حيث أن الكشافات المنخفضة المحصول ستكون ذات تباين تداخلي عالي .

٨ ـ٣ التباين بين الهجن القمية Variance among testcrosses

Rawlings and Thompson عام ١٩٦٢ أضافوا بعدا مهما جديدا في دراسات الكشافات ، فقد استخدموا ستة سلالات نقية قسمت إلي مجموعات علي حسب قدرتها العامة الائتلافيــة إلي (منخفضة، متوسطة ، عالية) وهجنت أو لقحت تلك مع عشرة أنسال غير متجانسة heterozygous (خمسة منها عالية المحصول وخمسة منخفضة المحصول) و مشتقة من صنف

تركيبي متباعد (A) في برنامج للانتخاب الدوري أو المتكرر . وأخذت الاعتبارات التالية عند إجراء المقارنة : حالة (١) – تشتمل علي الأنسال العشرة الغير متجانسة ككشافات إلي السلالات الستة النقية ، وعلي العكس حالة (٢) تشتمل علي السلالات الستة النقية ككشافات إلي الأنسال العشرة والغير متجانسة (العكس بالعكس) . وقد استخدموا اختبار "F" لاختبار التباين ما بين التراكيب الوراثية among-entries (S^2E) لمقارنة الكفاءة النسبية relative efficiency للكشافات . وباستخدام طريقة Shuman-Bradley لعام ١٩٥٧ لاختبار معنوية الحساسية النسبية relative sensitiveness للطريقتين . ومن خلال هذه الدراسة يتضح بصفة عامة أنه من المستحسن استخدام كشافات تشتمل علي تكرار جيني منخفض .

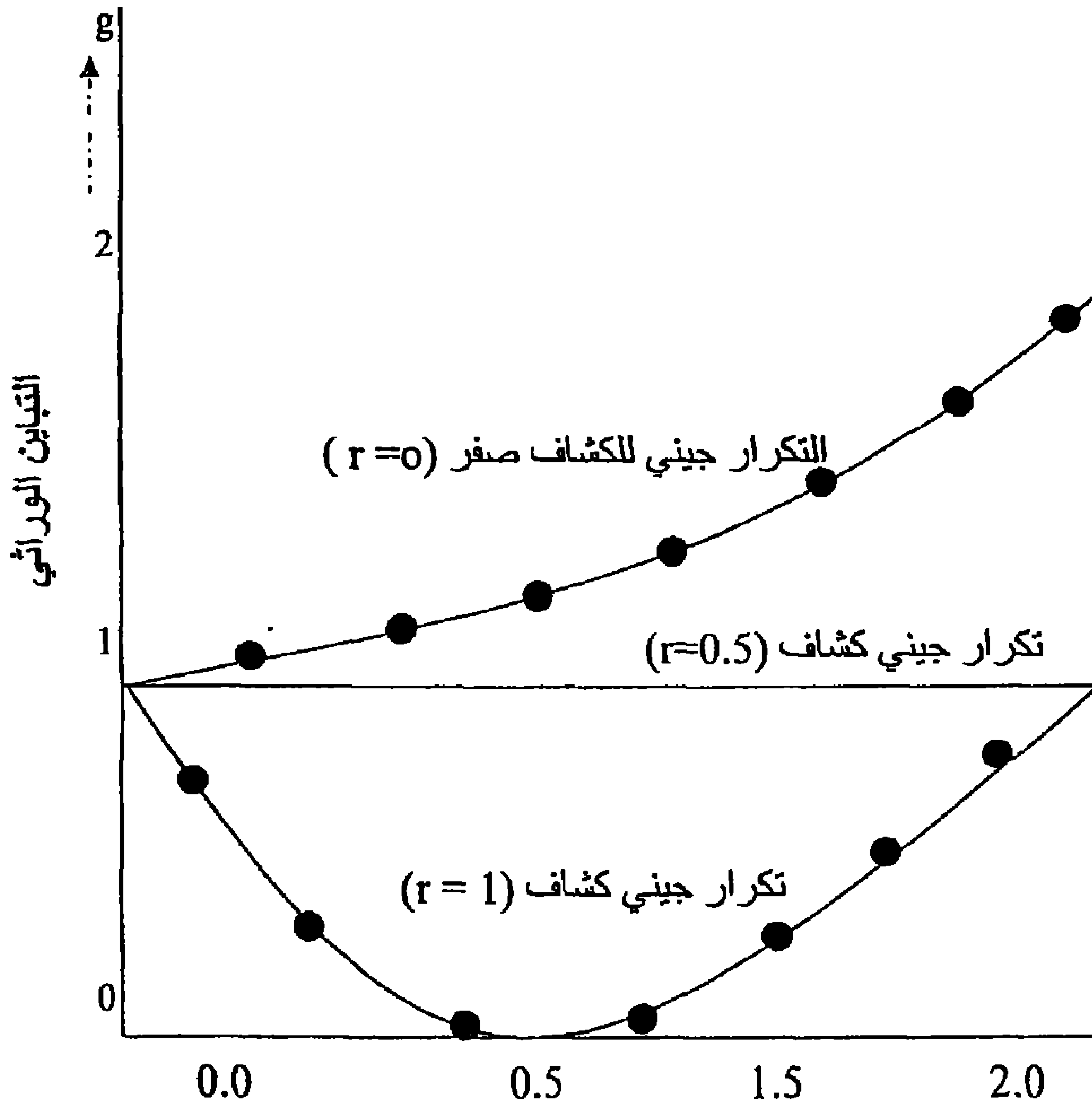
ويمكننا القول بناءا علي نظرية Hull ونتائج تجارب Rawlings and Thompson's والتي افترضوا فيها أيضا غياب التفوق no epitasis واختيار التباين الوراثي ما بين الكشافات بالنسبة للمستويات المختلفة من السيادة عند مختلف التكرارات الجينية في الكشافات ، أن التباين الوراثي بين الهجن أو التلقيحات القمية لموقع وراثي واحد ولكشاف محدد يمكن التعبير عنه بهذه الصورة

$$S^2t = (1/2)P(1-P)(1+F)[a+(1-2r)d]^2$$

ومجموع التباين الوراثي الكلى هو مجموع تأثير جميع المواقع الوراثية . وللحصول علي عشيرة ذات قيم ثابتة لكل من d, a , F , P فهذا يعني أن التباين ما بين الهجن القمية سوف يعتمد علي التكرار الجيني (r) في الكشاف نفسه . ويمكن القول ، بان التباين الوراثي سيكون أعلا ما يمكن عندما يكون التكرار الجيني في الكشاف منخفضا اى $r = 0$ وذلك عند مقارنته عندما يكون التكرار الجيني في الكشاف $r = 1.0$ وذلك عند الدرجات المختلفة من السيادة . ويكون التباين الوراثي ثابت عندما يكون التكرار الجيني $r = 0.5$ وعند مختلف درجات السيادة . ويوضح الرسم البيانى (٨-١) ذلك. وعلية ، فان الكشاف المحتوى على تكرار جينى اقل هو ذلك الكشاف الذى يعطى تباين اكبر فى المدى مابين السيادة الجزئية والسيادة الكاملة للجينات. فى حين ان الكشاف المحتوى على تكرار جينى اكبر ، يعطى تباينات اكبر او اعظم فى حالة السيادة الفائقة . وهناك عدد كثير من البحوث التى تشير الى ان الجينات التى تتحكم فى صفة مثل المحصول وبعض الصفات الهامة فى محصول الذرة الشامية والتى اثبتت ان العوامل الوراثية التى تتحكم فى وراثة مثل هذه الصفات هو من النوع الاضافى والسيادى المتأرجح بين السيادة الجزئية الى السيادة الكاملة.

وعلى هذا فالقول، بان الكشاف المنخفض المحصول يكون احسن او افضل عن الكشاف المرتفع او العالى المحصول تكون إلى حد بعيد صحيحة تماماً . وبالرغم من إن تجارب Rawlimg and

Thompson قد أوضحت اتجاه عام بخصوص نظريتهم الا انهم لم ان يؤكدوها تماماً لان في معظم مقارنات الكفاءة النسبية لاكتشاف الفروق بين الكشافات لم تكن هذه الفروق معنوية ، وربما يرجع هذا الى التأثير التفوقى ، برغم إن تأثير التفوق كما أوضحنا مسبقا في صفة المحصول بالذات كان عديم الأهمية أو القيمة.



شكل ٨ ــ ١ التباين الوراثي مابين الهجن القمية لثلاثة تكرارات جينية في الكشافات عند مختلف درجات السيادة.

٨-٤- التغيرات المتوقعة في التكرار الجيني : Expected changes in gene frequency

استخدم Comstock في عام (١٩٦٤) نفس الموديل الخاص بتحليل الكشاف وذلك بمقارنة التغيرات المتوقعة في التكرار الجيني Δq بعد الانتخاب فيما بين الهجن القمية لعدد مختلف من الكشافات وقد اتضح أن Δq تتناسب مع $d\ (1\text{-}P)\ +a$ (يمكن الرجوع إلي الفصل الثاني) عندما تكون العشيرة الأبوية مستخدمة ككشاف . ومقدار التغير في Δq يتناسب مع :

$$a + (1-2r)d = a + (1-2p)d + 2\ (p-r)d$$

فعندما يكون الكشاف ليس له علاقة مع العشيرة يتضح أن مدي التكرار الجيني Δq سيكون كبيرا عندما يستخدم كشاف ليس له علاقة بالعشيرة الأصلية حيث أن الكمية (p-r) ستكون كبيرة في هذه الحالة عما لو استخدمنا كشاف ذو علاقة بالعشيرة الأصلية حيث ستكون (p-r) أقل أو أصغر وبالتالي سيكون Δq أكبر في حالة الكشاف الذي ليس له علاقة بالعشيرة. وهذا يمكن أن ينطبق علي حالة الكشاف الضعيف ذو التكرار الجيني المنخفض والذى يفضل استخدامه عن الكشاف الأخر الجيد في سلوكه.

Perez–Lopez عام (١٩٧٩) أجري بحثا اشتمل علي ٥٠ تركيب وراثي من S1 غير منتخبة ، ٥٠ من S8 غير منتخبة وتلك هجنت مع خمسة كشافات التي انتخبت لصفة المحصول وفيما بينها اختلافات في التكرارات الجينية لهذه الصفة . الأصول الوراثية سواء للكشافات والسلالات كانت الصنف التركيبي stiff stalk synthetic (BSSS) وقد اشتملت الـ ٥٠ سلالة علي ٢٥٠ (S1) ، ٢٤٧ (S8) . وتقديرات مكونات التباين الوراثي الخاص بـ S1 , S8 وتداخلاتها مع الكشافات الخمسة موضحة في جدول (٨-٢) وذلك لستة صفات كانت تحت الدراسة.

جدول ٨-٢ تقديرات مكونات التباين الوراثي والأخطاء القياسية بالنسبة إلي S1 , S8 وتداخلاتها مع الكشاف

Characters	Lines		Lines x testers	
	F_1 (S1)	F_8 (S8)	F_1	F_8
Grain yield	8.9±2.5	23.3±5.9	8.7±2.1	13.2±2.7
Moisture %	0.5±0.1	0.8±0.2	0.2±0.1	0.2 ±0.1
Silking date	0. 7±0.2	1.0±0.3	0.4±0.1	0.4±0.2
Root lodging	1.2±0.8	5.1±1.7	1.1±1.1	2.6±1.2
Stem lodging	11.0±3.0	24.5±6.7	5.6±1.9	9.9±2.4
Droping ears	0.4±0.1	0.9±0.3	1.4±0.2	0.8±0.3

وقد كانت تقديرات التباين ما بين S_8 , S_1 متوافقة مع ما هو متوقع ، فعلي فرض أن التكرار الجيني كان 0.5 أو عند انعدام السيادة no dominance effects (انظر الفصل الثاني) فأن التباين ما بين S8 كان ضعف التباين فيما بين S1 .وكانت تقديرات مكونات التباين الخاصة بـ S1 وتداخلاتها مع الكشافات كانت تقريبا متساوية ، وعلي العكس كانت تداخلات S_8 مع الكشافات أقل من تباين السلالة علي حده . إذن ، التأثيرات الإضافية يعتقد بأنها أكثر أهمية عن التأثيرات غير الإضافية وهذا السبب في الاختلافات ما بين S_1 ، S_8 . كذلك اثبت تحليل التباين بأن الاختلافات ما بين السلالات وتداخلها

مع الكشافات كان معنوي جدا ($P \leq 0.01$) في كل الحالات فيما عدا لصفة نسبة الرقاد الجذري في حالة S1 التي كانت معنوية عند مستوي ٥% فقط . وقد اظهر تحليل التباين أن التباين فيما بين الهجن القمية كان عالي المعنوية فيما عدا الهجن القمي B73S1 . وقد أظهرت تقديرات مكونات التباين الخاصة بـــ S1 , S8 كهجن قمية لكل من الكشافين ، أن التباين ما بين الهجن القمية S8 كان في المتوسط أكبر بمقدار الضعف عما فيما بين الهجن القمية S_1 (جدول ٨- ٣) .

جدول ٨ -٣ تقديرات مكونات التباين والأخطاء القياسية لصفة المحصول (q/ha) بالنسبة للهجن القمية S1 , S8 (S^2T) وتداخلاتها مع البيئة (S^2TE) بالنسبة إلي الكشافات الخمسة .

Genotype	Variance S^2 T		Component S^2 TE	
	S_1	S_8	S_1	S_8
BCSS	18.4±6.5	41.7±120	10.2±6.2	21.4±7.4
BS13(S)C1	10.6±4.5	34.1±10.2	3.7±5.5	16.0±6.8
B SSS – 222	21.7±6.4	38.7±11.1	6.9±4.4	18.0±7.1
B 73	3.8±3.5±	26.4±8.0	12.9±6.5	6.2±5.8
Mo 17	25.9±8.5	29.8±9.5	17.5±7.0	21.8±7.5

وبالنسبة إلي الكشافات الأربعة ذات العلاقة مع بعضها البعــض ، نستطيع أن نقول أن BS(S)C1 (والمحسن من BSSS) ، B73 قد حازت علي أقل تبايــــــن فيما بين الهجن القمية عن BSSS (العشيرة الأصلية) و كذلك BSS-222 (تعتبر ضعيف) . إذن التقديرات كانت معنوية وتختلف عن الصفر ، ولكن الهجن القمية مع B17 كانت فقط المجموعة الوحيدة الغير معنوية في التداخل عند مستوي S_8 . والتداخل البيئي × هجن قمية عند المستوي S8 تراوح متوسطة بمقدار الصنف عما عند المستوي S_1 أي ٧,٥ بالنسبة إلي S_1 بالمقارنة بـ ١٦،٧ مع S_8 . ولم يكن هناك اتجاه فيما بين الكشافات للاستجابة للبيئات المختلفة حتى يمكن اختيار كشاف معين لبيئة معينة . وكانت تقديرات مكونات التباين الخاصة بتداخل البيئة × الهجن القمية كانت بمقدار ١،٥ تقديرات مكونات تباين الهجن القمية .

Matzinger عام (١٩٥٣) أوضح بأنة عندما يزيد عدم التجانس heterogeneity أو عدم التماثل للكشافات فأن مكونات التباين الخاصة بتداخل السلالة × الكشاف تقل . وبمقارنة تقديرات التباين لتداخل السلالة × الكشاف (جدول ٨ - ٤) نجد أن هذه الحقيقة صحيحة . فتقديرات تداخل السلالة × الكشاف إلي(سلالتين) كان ضعف ذلك الناتج من الكشاف الواسع في قاعدته الوراثية . كذلك كان تداخل الكشاف × السلالة في S8 ثلاثة أضعاف الكشاف × السلالة في S1 لنفس المجموعة من الكشافات . وتداخل السلالة × الكشاف بالنسبة إلي كشافين من نوع السلالات النقية) Mo17 , B73) كان متماثلا في S_1 , S_8.

<u>ملاحظة :</u> تركيب الكشافات كالأتي :

1- B S13 (S) CI

هذا الكشاف مشتق من العشيرة الأصلية BSSS ومحسن منها بواسطة Hallauer , Smith عام ١٩٧٩

2- BSSS – 222

وهي سلالة في S8 مشتقة من BSSS وتتصف بأنها منخفضة جدا في المحصول

3- B 73

سلالة عالية في المحصول ومشتقة من BS13 (HT) بعد خمسة دورات من الانتخاب الدوري علي أساس الأخوة غيرا لأشقاء H.S

4- Mo17

سلالة ليست بعلاقة مع الكشافات الأخري ومنتخبة بطريقة انتخاب النسب من الهجين الفردي -187 2×C103 ويضاف إلي ذلك العشيرة الأصلية BSSS

وقد أوضحت النتائج بأن الكشافات ذات التكرار الجيني المنخفض للصفات كانت افضل او أحسن من تلك التي تحوز علي تكرار جيني مرتفع وهذا يتضح في الكشافين ، السيئ BSSS-222 , B73 الجيد فى المحصول والعالي في تكراره الجيني لهذه الصفة . وكان متوسط التباين فيما بين S1 , S8 للهجن القمية له نفس الاتجاه من حيث التباين فيما بين S8,S1 فقط . وتوضح بيانات(جدول ٨ -٤) أن التأثيرات الإضافية تكون الأساس او هى المسؤلة او التى يرجع اليها الاختلافات فيما بين الهجن القمية testcross. وكان مقدار متوسط تقديرات التداخل البيني × الكشاف مرة ونصف مقدار التباين

فيما بين الهجن القمية (جدول ٨ – ٤) ، ففي مستوي S1 فقط ، حازت الهجن القمية المشترك فيها B73 ، Mo17 علي تداخلات مع البيئة ، وتلك التداخلات كانت وبالنسبة إلي السلالات الغير منتخبة الخمسين والتي تتضمنت الهجن القمية ، كان تداخل السلالة x الكشاف اكبر في حالة الكشاف الضيق في تركيب الوراثي ، ولكن كان تداخل مكونات التباين أقل من تباين مكونات الهجن القمية . (جدول ٨ -٤) . ويعتقد أن الكشافات ذات القاعدة الوراثية الضيقة كانت أكثر فعالية في الاستخدام لتحديد السلالات التي تحوز علي قدرة ائتلافية عامة جيدة . .

وقد أوضحت كثير من الدراسات التي أجراها lopez - perez (١٩٧٩) ، Hallauer, lopez بأن الكشاف الجيد هو ذلك الكشاف الذي يحوز علي أقل نسبة تكرارات جينية للصفات تحت الاختبار.

جدول ٨-٤ مكونات تداخل الكشاف x السلالة – لثلاثة مجاميع من الكشافات

Testers	Line x tester interactions	
	F_1(S1)	F_8(S8)
BSS and BS13 (S) C1	4.2±3.0	12.3±4.8
BSSS – 222 and B73	7.3±3.6	20.8±6.6
B73 and Mo17	8.7±4.4	6.8±4.0
Matzinger (1953)		
Inbred	--	17.2
S.cross	--	11.9
Double .C.	--	6.5

٨-٥ التقدم المتوقع باستخدام الانتخاب Expected gain from selection

توصل Allison and Curnow عام (١٩٦٦) عمليا إلي نفس النتائج عند دراسة تأثير اختلاف الكشافات علي التقدم المتوقع بعد الانتخاب . وقد أوضحا أن هناك تغيرات يمكن التنبؤ بها في متوسط العشيرة.

$$\Delta g = (K/S)P\,(1-P)\,[a + (1-2P)d]\,[a + (1-2r)d]$$

وهذا متصلا مع ما جاء فيما سبق فى احد الفصول السابقة ويمكن إعادة كتابة المعادلة السابقة بهذه الصورة :

$$\Delta g = (K/s)\,[S^2A - 4P(1-P)\propto(r-P)d]$$

حيث أن $\propto = [\,a + (1-2P)d]$ وهذه تمثل أو تعبر عن متوسط تأثير الاليل المرغوب ، وأن $2\propto S^2A = 2P(1-P)$ وهي التباين الوراثي الإضافي في الأب غير السلالي العشائري non inbred parental population . وعندما تكون $(S^2A > 0)$ ، فالتغير في متوسطات العشيرة باستعمال كشافات مختلفة سيكون كما ورد فى جدول (٨ -٥).

جدول ٨ ـ ٥ مقدار التقدم الوراثي المتوقع الحصول عليه عند او على مستوي موقع وراثي واحد في عشيرة لثلاثة أنواع من الكشافات،

Tester	Gene Frequency	Expected change in T population mean
Homozygous dominant	r-1	$\frac{i}{20}[S^2A-4pq^2\alpha d]$
Homozygous recessive	r-0	$\frac{i}{20}[S^2A+4pq^2\alpha d]$
Parental Population	r-p	$\frac{i}{20}[S^2A]$

α هي متوسط تأثير الاليل المرغوب ويساوى

$$\alpha = a + (q-p)\,d$$

ومن الواضح أنه في حالة انعدام السيادة no dominance لا يوجد هناك أية اختلافات فيما بين الكشافات ، ولكن في حالة السيادة الجزئية إلى السيادة الكاملة الموجبة $(d>0)$ ، فأن أحسن الكشافات سيكون المتماثل المتنحي homozygous recessive . وفي حالة تحت السيادة under dominance وهذا غير متوقع ، وإذا حدثت ، فإن أحسن كشاف سيكون المتماثل السيادي The homozygous dominance . والتغير في متوسط $\Delta G=0$ سواء بالنسبة $p = 0$ أو بالنسبة إلي $p = 1.0$ وذلك بالنسبة لأي درجات من درجات السيادة ، وفي حالة السيادة الفائقة over

dominance سيكون هناك درجة من التكرار الجيني $Po(0<p0<1)$ وستكون $\Delta G = 0$. وهذه النقطة الخاصة بالاتزان ستكون عندما $p0 = 0.5(1+a/d)$ حيث أن الزيادة في متوسط العشيرة ستحدث عندما $p < p0$ والانتخاب سيكون للمحصول المرتفع أو عندما $p > p0$ ويكون الانتخاب للمحصول المنخفض في الهجين . وفي كل الحالات يكون الكشاف الأحسن هو ذلك الكشاف المتماثل المتنحي recessive homozygote . واحتمال الحصول علي السلالة النقية التي تحوز علي جميع الاليلات المتماثلة المتنحية أمر بعيد الاحتمال أو صغير جدا . وعلي هذا فأن مشكله اختيار الكشاف ستبقى او تظل موجوده طالما كانت هناك مشكلة العثور علي سلالة نقية متماثلة ومتنحية في معظم الاليلات أو العثور علي صنف منخفض جدا في التكرار الجني لمعظم المواقع الوراثية .

والمعادلة الخاصة بالتغير المتوقع حدوثه في متوسط الشكل المظهري phenotypic mean يمكن إعادة كتابتها بالصورة التالية :

$$\Delta G = (i/k)\, P\,(1-p)\,[a^2-2pad-(1-2p)d^2] + (2i/S)p(1-p)[as+(1-2p)d^2]S$$

كذلك ، فان المكون ΔG يتوقف علي التكرار الجيني في الكشاف وهو:

$$(2i/S)p(1-p)[ad+(1-2p)d^2]S$$

وكذلك يتوقف علي عدد المواقع التي تظهر اعلى قيمه لهذا المكون . وبافتراض أن كل الجينات لها نفس التأثير فإن أعلا قيمة للمعامل S تساوي $S = 1-r$ والتي ستعتمد علي التكرار الجيني ودرجة السيادة . وكمثال علي ذلك ، عند درجة 0.5 بالنسبة إلي التكرار الجيني في الكشاف الذي به درجة من التأثير الإضافي ، فأقصي تغيير في المتوسط سيكون عند $P = 0.395$ وتحت نفس الظروف أو الأحوال ، وعندما يكون التكرار الجيني 0.2 ، 0.8 وهي أقل من الدرجة المهمة في الكشاف فإن التغير في المتوسط يصبح مهما ولكن جزء من هذا التغير المتوقف علي التكرار الجيني سيكون صغيرا. وفي حالة انعدام السيادة ($d = 0$) فكل القيم تساوي صفر وفي حالة السيادة الموجبة ($d > 0$) الأهمية النسبية للجين في الكشاف ستزيد مع درجات السيادة بالنسبة للتكرارات الجينية $P \leq 0.5$ ، ولكن هناك حد أقصي بالنسبة للتكرارات الجينية في العشيرة $P > 0.5$.

وقد أدت نتائج Allison , Curnows عام ١٩٦٦ إلي نتيجة مهمة وهي إذا كانت هناك انعدام لحالة السيادة الفائقة فأي كشاف سوف يحسن في متوسط العشيرة فيما عدا حالة السيادة والجينات الثابتة عند التكرار الجيني $P = 1$ عن كل مواقع الكشاف . بيد أن ، مع حالة السيادة الفائقة عملية

اختيار كشاف أكثر مناسبة سيؤدي إلي نقص في متوسط المحصول ما لم يتغير اتجاه الانتخاب. والتكرار الجيني المنخفض بالنسبة لأغلب المواقع كما أوضحنا أمر مرغوب في وجوده في الكشاف. كذلك وعندما يكون الكشاف بعيد عن العشيرة فهو أمر مرغوب فيه علي أن يكون التكرار الجيني منخفضا للصفة تحت الاختبار. بعض القيم لهذه المعاملات موضحة في جدول (٨ – ٦) .

جدول ٨ - ٦ المعاملات (S) التكرار الجيني للأليل المتنحي في الكشاف L ، ΔG تعتبر دالة عن التكرار الجيني في العشيرة (p) درجات السيادة (d/a) بالنسبة للقيمة الثابتة ($2K\alpha^2/S$).

Gene frec. (p)	Degree of dominance d/a							
	0.00	0.20	0.40	0.50	0.60	0.80	1.00	1.20
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
0.10	0.00	0.02	0.05	0.06	0.08	0.12	0.12	0.21
0.20		0.04	0.08	0.10	0.13	0.19	0.19	0.33
0.30		0.05	0.10	0.13	0.16	0.22	0.22	0.37
0.40		0.05	0.10	0.13	0.16	0.22	0.22	0.36
0.50		0.05	0.10	0.13	0.50	0.20	0.20	0.30
0.60		0.05	0.09	0.11	0.27	0.16	0.16	0.22
0.70		0.04	0.07	0.08	0.10	0.11	0.11	0.13
0.80		0.03	0.05	0.06	0.06	0.07	0.07	0.05
0.90	0.00	0.02	0.02	0.03	0.03	0.03	0.26	0.00
1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Max. limit (P)	0.00	0.45	0.41	0.39	0.38	0.35	0.35	0.32

٨- ٦ الانتخاب الدوري العكسي Reciprocal recurrent selection

في تجارب وبرامج الانتخاب المتكرر لا توجد فرصة لأختيار الكشافات وهذا أمر طبيعي . Darrah وآخرين عام (١٩٧٢) ، Horner وآخرين عام (١٩٧٣) أوضحا أن التباين الوراثي بين الهجن القمية يقدر بمقدار الضعف في حالة استخدام كشافات سلالية inbred testes عما لو استخدمنا كشاف غير سلالي non inbred في برامج التربية للانتخاب المتكرر، هذه الاتجاهات أدت لأن يذكر كل من Eberhrat and Russell عام (١٩٧٥) بأن التقدم من جراء استخدام (RRS) سيكون أفضل في حالة استخدمنا لكشافات سلالية عما لو استخدمنا كشافات غير سلالية ولتكن من العشيرة نفسها. وهذه الطريقة كان قد اقترحها Comstock وآخرين عام ١٩٤٩ وقد

أضاف Comstock عام ١٩٧٧ تعديلات وتحليلات جديدة وفروض جديدة منها : ليس هناك تعدد للاليلات no multiple alleles ليس هناك تفوق no epistasis ، اتزان حالات الارتباط Equilibrium linkage . ويتضح أن أساس نظريته كان قد بنيى علي هذه الشروط . ويوضح جدول (٨ – ٧) التباين الوراثي بين الهجين القمية أو الهجن المختبرة والتغير المتوقع في تكرار الجين عند مستوي الموقع الواحد.

جدول ٨ -٧ التباين الوراثي والتغير المتوقع في التكرار الجيني بالنسبة لثلاثة أنواع من الكشافات- عن Comstock عام ١٩٧٧ .

Expected change in gene freq. [E(ΔP)]	Genetic variance	Tester
$\frac{K}{2S}$ p(1-P)[a+(1-2r)d]	VP = (1/2)(1-P)[a+(1-2r)d]^2	العشيرة المقابلة
$\frac{K}{2S}$ P(1-P)[a-d] = Δ_1	V1 = (1/2)p(1-P)[a-d]^2	سلالة متماثلة نقية بها الاليلات المرغوبة
$\frac{K}{2S}$ P(1-P)[a+d] = Δ_2	V0=(1/2)p(1-P)[a+d]^2	سلالة متماثلة نقية بها الاليلات غير المرغوبة

فإذا كانت السلالات مشتقة من نفس عشيرة الكشاف ، فاحتمال لان يكون التكرار الجيني للاليلات (r) بالنسبة للاليلات المرغوبة والمتماثلة AA. واحتمال أن يكون التكرار الجيني للاليلات (1-r) بالنسبة للاليلات غير المرغوبة والمتماثلة أيضا aa . كذلك فإن التباين الوراثي المتوقع بين الهجن الاختبارية باستخدام سلالة نقية ككشاف هو:

$$VI = rVI + (1-r)V0 = (1/2)P(1-P)[a^2+2(1-2r)ad + d^2]$$

ومن الواضح أن VI = 2VP عندما تكون

$$a^2+2(1-2r)ad+d^2=2[a+(1-2r)d]^2,$$

أي أن عندما تكون

$$r = (1+c) \pm \sqrt{2C^2-(1/4)C}$$

حيث أن C = d/a وهي تعبر عن درجة السيادة . و يمكن إيجاد قيمة r فقط في حالة C > 0.5 كما أوضح Comstock عام ١٩٧٧.

وعلي الجانب الأخر ، يكون التغير المتوقع في التكرار الجيني باستخدام السلالات النقية ككشافات من نفس العشيرة مساوياً للقيمة التالية:

$$E(\Delta P) = r\Delta_1 \ (1\text{-}r) \ \Delta_2 = [k/(2S0]P(1\text{-}P)[a+(1\text{-}2r)d]$$

وهذه الحالة تتساوى تماماً عند استخدام العشيرة المقابلة والغير سلالية ككشاف للعشيرة الأصلية .

وبسبب الاختيار العشوائى للسلالات النقية والمشتقة من العشيرة ، يتضح أن تلك العينة المحددة ستعطي تغيرات في التكرار الجيني بسبب احتمال تواجد عدد من الاليلات المتنخبة داخل تلك العينة وهذا أمر متوقع . وبخصوص موضوع ، هل من الأفضل استخدام عشيرة ككشاف أو استخدم سلالات نقية ، فقد اوضح Comstock عام (١٩٧٧) بأن استخدام عشيرة ما ككشاف أفضل من استخدام السلالات وذلك للأسباب التالية :

<u>أولا</u>: تباين الشكل المظهري phenotypic variance ما بين الهجن الاختيارية أو المختبرة سيكون صغير جدا عند استخدام عشيرة ككشاف ، كذلك سيكون التداخل البيئي الوراثي ذو حجم أقل.

<u>ثانيا</u>: التباين المتوقع في تغيير التكرار الجيني V(ΔP) سيكون صغير في حالة استخدام العشيرة ككشاف واحتمال تثبيت الاليلات غير المرغوبة Poor سيكون اقل .

Comostock عام (١٩٧٩) وسع نطاق نظريته حتى تتضمن المقارنة مع الاليلات المتعددة multiple alleles ، وذكر أن علي مستوي المتوسط ، لن تزيد نسب تغير تكرارات الاليلات في طريقة الانتخاب المتكرر العكسي أو المتبادل عندما تكون السلالات مشتقة من نفس العشيرة ومستخدمة ككشاف مقارنة مع فيما لو استخدمت نفس العشيرة ككشاف .

Russell and Eberhart عام (١٩٧٥) أوضحا أن التباين الواسع أو المرتفع أو الكبير فيما بين الهجن الاختبارية باستخدام الكشاف كسلالة يعطي فرصة أكبر لان يكون الانتخاب أكثر فعالية .

٨-٧ القدرة علي الائتلاف في الهجن القمية : Combining ability in testcrosses

الاختلاف الرئيسي ما بين القدرة العامة والخاصة علي الائتلاف يرجع إلي القاعدة الوراثية للكشاف نفسه ، بمعني أن هل هو واسع أو ضيق في قاعدته الوراثية ، وهذا يعني أن التكرار الجيني في كل منهما مختلف تماما . ففي الكشاف الواسع broad base في تركيبة الوراثي تكون التكرارات

الجينية لمختلف المواقع الوراثية متراوحاً ما بين صفر إلي واحد وبالعكس ففي الكشاف الضيق في تركيبه الوراثي تكون التكرارات الجينية محدودة وقليلة القمية . ففي حالة السلالة النقية، يكون التكرار الليلي لموقع وراثي واحد يمكن أن يكون صفر أو واحد وفي الهجن الفردية المتماثلة تكون التكرارات الجينية متراوحة ما بين 0.0 or1/2 or1.0 .

القدرة علي الائتلاف للتراكيب الوراثية في عشيرة ما أو في أي مادة وراثية أخري يمكن أن يقدر علي أساس ما جاء في جدول(٨ - ٨) .

جدول ٨- ٨ القدرة علي الائتلاف للتراكيب الوراثية في عشيرة أو في مجموعة من العشائر (Y) في التلقيح القمي مع كشاف .

Top crosses	Plants in population			Set of populations +			Top Crosses Mean	Combining ability
	Genotypic comp.	Feq.	fg	population	Freq.	fy		
1	BB	P^2	1	P_1	1/n	P_1	$\overline{T1}$	$\overline{T1} - \overline{T.}$
2	Bb	2Pq	1	P_2	1/n	P_2	$\overline{T2}$	$\overline{T2} - \overline{T.}$
3	Bb	q^2	0	P_3	1/n	P_3	$\overline{T3}$	$\overline{T3} - \overline{T.}$
. . . . . .								
n	---	---	---	Pn	1/n	Pn	$\overline{Tn}$	$\overline{Tn}$ - T.
المتوسط	---	---	P			$\overline{P}$	T.	$\overline{T.}$

+ Fy , Fg تعبر عن متوسط التكرار الجيني خلال التركيب الوراثي وفي داخل العشيرة علي التوالي (في نسب هاردى – وانبرج).

والقدرة علي الائتلاف تقدر عموما وبهذه الطريقة :

$$Ci = \overline{Ti} - \overline{T.} = (Pi-Pi) [a+(1-2r)d]$$

حيث (r) هي التكرار الجيني للاليل المرغوب في الكشاف . والقدرة علي الائتلاف (Ci) تكون مستقلة عن التأثيرات السيادية فقط بالنسبة إلي r = 0.5 أو d = 0.0 (أي حالة انعدام السيادة). وعندما يكون التكرار الجيني ثابتا Fixed في الكشاف أي أن (1= r) ، فإن $Ci = (pi - P.) (a-d)$

وفي حالة السيادة الكاملة d = a فإن Ci = صفر لكل I ، وفي هذه الحالة لا يكون الكشاف نافع أو مفيد للتفرقة ما بين السلالات أو العشائر تحت الاختبار .

التباين فيما بين الهجن الاختبارية test crosses , S^2t هو نفسه S^2f وكما ورد مسبقاً في (جدول ٨-٣) وهو تقدير للتباين للقدرة علي الائتلاف S^2C. ووراثيا نحن نعتبر $S^2C=S^2P[a+(1-2r)d]^2$ وذلك لأي مادة وراثية او تركيب وراثى تختبر في صورة هجن قمية وهجن اختبارية. (Vencovsky, personal communication , 1978).

ويمكن النظر إلي أن S^2C مكون معتمد علي مربع متوسط تأثير الجين المستبدل (المعوض) gene subtitution في الكشاف وعلي متوسط تباين التكرارات الجينية في المواد او التراكيب الوراثية تحت الاختبار . وفي حالات خاصة في عشيرة ما ، تكون تكرارات الجين (بالنسبة للاليل المرغوب B) داخل التراكيب الوراثية تساوى 1.0 ، 0.0 ، 0.5 وذلك في BB , Bb وكذلك bb علي التوالي . وبسبب أن التكرار الجيني يتبع في توزيعه التوزيع الطبيعي ، فأن

$$S^2p = P (1-P)/2 \text{, and } S^2C = [P (1-P)/2] [a + (1-2r)d^2]$$

وهذا هو التباين بين الهجن القمية أو الاختبارية (انظر الفصل الثاني). عموما ، لأي مستوي من التربية الداخلية (F) في العشيرة الأصلية يكون التباين للقدرة علي الائتلاف بهذه الصورة :

$$S^2c = [P(1-P)/2] (1+f) [a + (1-2r)d^2]$$

والتباين S^2C يمكن أن ينطبق علي مجموع أو كل الاليلات في التركيب الوراثي ، وعندما تكون الكشافات المستخدمة علي هيئة سلالات نقية فأن التباين سوف يعتمد علي الاتزان في عدد المواقع مع التكررات الجينية من صفر إلي واحد . والوصول إلي حالة الصفر تلك لا تتأتي إلا بزيادة التباين وتغير متوسط العشيرة بواسطة الانتخاب .

٨ ـ٨ دراسات ملحقة او اضافية Corollary Studies :

الدراسات التي لها علاقة باختبار الكشافات يمكن حصرها في الأتي:

(١) علاقة سلوك السلالة بسلوك الهجن

(٢) تأثير الانتخاب النظرى أو المظهري Visual selection علي عزل سلالات تتصف بالقدرة العالية علي الائتلاف.

(٣) التباعد الوراثي genetic diversity للسلالات تحت الاختبار .

(٤) الأطوار المناسبة لعزل السلالات لاختبارها للقدرة علي الائتلاف .

(٥) العلاقة الهامة ما بين القدرتين العامة والخاصة علي الائتلاف .

ولقد حظيت دراسة العلاقة ما بين السلالات والهجن Correlation between lines and hybrids باهتمام خاص من قبل العديد من الباحثين ، وترجع أهمية دراسة علاقة الارتباط ما بين السلالات والهجن الناتجة منها للصفات المختلفة لتقدير فعالية الانتخاب للهجن . وهناك العديد من هذة الدراسات عرضها Hallauer & Mrinada 1981. وسوف نعرض بعض منها هنا باختصار ، الا اننا سنعود لهذ الموضوع مره اخرى وبالتفصيل فى احد الفصول التالية . Kieselback عام ١٩٢٢ ، Richey عام ١٩٢٤ ، Richey و Mayer عام ١٩٢٥ أوضحوا بأن هناك اختلاف في سلوك السلالات عن بعضها البعض لنقلها صفة القدرة المحصولية العالية منها إلي الهجن الناتجة منها فيما بعد، وبعبارة أخري أن هناك سلالات أحسن او افضل من غيرها في نقل هذه الصفة إلي الهجن الناتجة منها ، وبالرغم من ذلك فأن Richey , Mayer عام ١٩٢٥ أوضحا أن قيم الارتباط المنخفضة أو عديم القيمة لصفة المحصول فيما بين الاباء السلالية والهجن الناتجة منها يثبت أن الانتخاب للقدرة علي الائتلاف في التحليل النهائي ينبغي أن يكون علي أساس سلوك السلالات في الهجن فضلا علي سلوك السلالات أيضا .

Nilsson- Leissner (1927) , Jorgenson and Brewbaker عام ١٩٢٧ ، Jenkins عام ١٩٢٩ ، Johnson and Hayes عام ١٩٣٦ ، Hayes and Johanson عام ١٩٣٩ درسوا العلاقة ما بين سلوك بعض السلالات والهجن الناتجة منها لبعض الصفات الهامة وخاصة المحصول . وفي معظم الأحوال ، كانت قيم الارتباط منخفضة . إلا أن Johnson , Hayes ايضاً أوضحا أن لصفة المحصول ، لم تكن هناك علاقة ما بين سلوك السلالة والهجن القمية الناتجة منها . وقد أوضح بعض الباحثين أن هناك علاقة فيما بين السلالات والهجن في حالة الارتباط المتعدد وأيضا لصفة المحصول والصفات الأخري .

Jenkins عام ١٩٢٩ في دراسة مقارنة لدراسة الارتباط ما بين السلالات والهجن الناتجة لعدد من الصفات علي أساس (١) مختلف الصفات في السلالات الأبوية والهجن (٢) الصفات في الأباء السلالية ومتوسطات نفس الصفات في كل الهجن المشترك فيها أب واحد مشترك . وقد تحصل علي علاقات تلازمية موجبة بالنسبة إلي ١,٩ صفة درست ولكن كانت صغيرة في معظم الأحوال . ففي الحالة الأولي ، فلم يكن هناك أي من الصفات في الأباء السلالية ذو علاقة مع هجينها الأول ، وتراوح الارتباط ما بين 0.1 وإلي 0.24 والارتباط ما بين الأباء السلالية والهجن لصفة المحصول كان 0.14 لحالة واحدة فقط 0.24 لحالتين (جدول ٩-٨) والارتباط المتعدد multiple

correlations لمختلف الصفات كتوليفة combinations تراوح ما بين 0.20 وإلي 0.42 وفي الحالة الثانية كان الارتباط بصفة عامة أكبر وتراوح ما بين 0.25 وإلي 0.67 وبسبب أن الارتباط كان موجبا فيما بين الأباء والهجن لمعظم الصفات فقد ذكر jenkins أنه كافي ومفيد واعتبره ذو قيمة توقعيه Predictive Value .

Gama and Hallauer عام ١٩٧٧ تحصلا علي نتائج مشابهة لما تحصل عليه Jenkins ولكن بالنسبة للسلالات الغير منتخبة والهجن الفردية الناتجة منها لثمانية صفات وكانت تلك السلالات معزولة من الصنف التركيبي Iowa Stiff Syn. ، وكانت قيم الارتباط الوراثي genetic Correlations في معظم الأحوال صغيرة في قيمتها التوقعية وكان للحالة الأولي 0.09 وللحالة الثانية 0.11 علي التوالي . والارتباط المتعدد لصفات النبات وصفات الكوز والمحصول للأباء والهجن الناتجة منها كان أيضا صغيرا .

Kyle and Stoneberg عام ١٩٢٥ ، Hayes عام ١٩٢٦ ، Jenkins عام ١٩٢٩ ، Kovacs ١٩٧٠ ، Obilana and Hallauer عام ١٩٧٤ ، Bartual and Hallauer عام ١٩٧٦ قدروا العلاقة ما بين الصفات في السلالات النقية ، Kenyton ١٩٢٦ Jenkins عام ١٩٢٩ ، El – Lakany and Russel عام ١٩٧١ ، Silva عام ١٩٧١قدروا التلازم بين الصفات في الهجن . إلا إن التلازم الذي أجراه Hayes عام ١٩٢٦ كان ما بين ثمانية صفات للسلالات في مختلف درجات التربية الذاتية. وأظهرت النتائج بأن ارتباط طول الكوز .مع عدد الكيزان مع المحصول كان موجبا ومعنويا . وقد قدر Jenkins عام ١٩٢٩ وكذلك Kovacs ١٩٧٠ التلازم لعدة صفات مع المحصول في السلالات في نفس الأجيال للتربية الذاتية ، وقد أوضحا بأن المحصول كان متلازما ومعنويا مع ارتفاع النبات وعدد الكثيران/ نبات طول الكوز ، عرض الكوز ، نسبة التصافي ولكن تلك كانت سالبة ومعنوية الارتباط مع ميعاد التزهير وكرمشة الكيزان ear shrinkage ودرجة الكلورفيل ودليل شكل الكوز. Kovacs عام ١٩٧٠ في دراسة لخمسة صفات من صفات الكوز وصفة المحصول لمجموعة من السلالات المنتخبة ، أوضح أن متوسط الارتباطات بالنسبة لصفات الكوز للمجموعات الأربعة من السلالات مع المحصول كان 0.68(طول الكوز) ، 0.56 (عدد حبوب الصفوف) ، 0.74 (عدد الحبوب) ، 0.72 (طول الحبة) ، 0.59 (لوزن الألف حبة) ، ويتضح من ذلك ان هناك اختلافات واسعة في درجات أو قيم التلازم بين المجموعات الأربعة من السلالات التي يمكن أن تؤخذ في الاعتبار كدليل جيد للقدرة المحصولية العالية أو المنخفضة . Obilana and Hallauer عام ١٩٧٤ ، Bartual , Hallauer عام ١٩٧٦ درسوا الارتباط أو التلازم الوراثى عام ١٩٧٦ما بين ١١ صفة ونفس الصفات مع المحصول لمجموعتين من السلالات غير المنتخبة والمشتقة من الصنف Iowa stalk syn. ، ووجد ان فيما عدا التلازم ما بين مكونات الكوز ومكونات الكوز مع المحصول ، كنت معظم المتلازمات صغيرة ،أما لصفتي

عمق الحبة وعدد الحبوب لكل صف فقد كان معامل التلازم عاليا ومعنويا وهذه كما هو واضح مرتبطة أو متلازمة للغاية بدرجة معنوية مع المحصول .

أيضا في مجال الدراسات الإضافية لدراسة التلازم ، Love ١٩١٢ ، Collins عام ١٩١٦ ، Love , Wentz ١٩١٧ ، Etheridge ١٩٢١ ، Kenipton عامي ١٩٢٤ ، ١٩٢٦ ، Richy and Willier عام ١٩٢٥ فى دراساتهم على التلازم لمعرفة ما إذا كانت بعض صفات الكوز والنبات يمكن أن تستغل لتحسين صفة المحصول أم لا. Kenepton ١٩٢٦ أوضح أن هناك تلازم معنوي بين طول العرق الوسطي للنورة المذكرة وطول الكوز 0.272 في نباتات الجيل الثاني ، 0.340 في نباتات الجيل الأول ، وهذا يزيد عن ثلاثة أضعاف حجم الخطأ القياسي . وبالمثل ، كان هناك ارتباط موجب و معنوي ما بين عدد افرع النورة المذكرة وعدد الصفوف في الكوز (0.167 and 0.185). ولكن التحليلات التالية لذلك مثل الارتباط الجزني Partial Correlations. لم يكن هناك ارتباط وراثي ما بين عدد الصفوف / للكوز في أي المواسم وصفة المحصول وكل الارتباطات كانت صغيرة ولم تكن ذو قيمة توقعية لاستغلالها في تحسين الصفات بالانتخاب .

Love and weutz عام ١٩١٧ لخص وعرض نتائج دراستهم عن بعض الصفات الخاصة بالذرة المبكرة النضج ومنها صفة المحصول . وجميع المتلازمات كانت صغيرة ولم تكن هناك تجانس أو توافق Consistent ما بين مختلف الدراسات .

٨-٩ تحليل تداخل السلالة × الكشاف :Line x Tester Analysis

تعتبر طريقة تحليل تداخل السلالة × الكشاف من الطرق الواسعة الانتشار وهذه الطريقة اقتراحها Kempthorne عام ١٩٥٧. وهذه الطريقة تعطينا معلومات عن القدرة العامة والخاصة علي التآلف في الأباء بالإضافة إلي أهميتها ونفعها في تقدير مختلف أنواع تأثيرات فعل الجين . والهيكل التهجيني في هذه الطريقة يكون كما يلي :

إذا افترضنا أن هناك عدد من الأباء الكشافية (Testers) ولتكن "t" وعدد أخرمن السلالات (Lines) وليكن "L" وأن كل هذا العدد من السلالات "L" قد لقح لكل فرد من أفراد "t" مكونة عدد من الأنسال الشقيقة Full- sib progenies وهي t x L . و أمكن اختبار هذه الهجن في عدة قطاعات في تصميم قطاعات كاملة العشوائية ، فإذا أفترضنا أن هناك ثلاثة كشافات وخمسة سلالات فأن الناتج النهائي سيكون خمسة عشر هجينا وتلك بالطبع سوف تختبر مع الأباء الثمانية الأصلية الناتجة منها ، وعلي فرض أن عدد المكررات في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية هو أربعة ، ويوضح جدول ٨ ـ ٩ بيانات محصول الحبوب المتحصل عليها .

جدول (٨-٩) نتائج محصول الحبوب للآباء والهجن الناتجة منها.

Genotypes	R_1	R_2	R_3	R_4	Total
L1× T6	74.40	70.86	60.94	68.00	274.20
1×7	91.82	99.18	118.88	120.68	430.56
1×8	48.08	62.10	58.54	41.84	210.56
L2×T6	59.06	65.62	81.62	86.76	293.06
2×7	84.16	109.74	102.14	94.52	390.56
2×8	96.92	91.44	79.86	74.38	342.60
L3×T6	109.86	98.16	93.26	102.26	403.54
3×7	117.20	100.28	116.16	112.52	446.16
3×8	109.68	116.48	123.92	120.86	470.94
L4×T6	103.14	109.66	90.98	119.40	423.18
4×7	53.40	60.86	74.46	69.08	257.80
4×8	53.86	48.30	40.64	44.62	187.42
L5×T6	98.46	73.10	89.18	75.86	336.60
5×7	81.36	72.82	89.82	83.74	327.74
5×8	86.62	94.18	90.32	108.16	379.28
Lines and testers					
L1	104.9	84.32	76.92	76.48	342.6
L2	88.02	106.5	89.82	108.7	393
L3	77.94	71.34	77.52	69.48	296.3
L4	80.82	106.5	83.28	95.92	366.6
L5	59.96	52.48	52.98	50.98	216.4
T1- 6	96.44	98.82	99.14	107.2	401.6
T2 -7	91.44	99.96	83.28	89.46	363.8
T3 - 8	91.78	84.82	69.92	81.48	328
	1959	1977	1944	2002	7882

خطوات تحليل الطريقة :

١- تحليل التباين : Analysis of variance :

الخطوة المبدئية لتحليل الطريقة هو معرفة هل هناك اختلافات معنوية ما بين التراكيب الوراثية تحت الاختبار أم لا . ويتم ذلك عن طريقة تحليل الاختلاف العادي . كما يلي مع الاستفادة ببيانات الجدول السابق .

$$\text{1- Correction factor} = \frac{(\text{Grand total})^2}{\text{Total number of observation}}$$

$$= \frac{(7882.46)2}{23x4} = 675360.605$$

2- Replication S.S = $(74.40)^2+(91.82)^2+......+(89.46)^2+(81.48)^2$ – C.F

= 3864.235

3- Replication S.S = $(1959.28)^2 + (1977.28)^2 + (1943.58)^2 + (2002.32)^2 / 23$ - C.F = 83.000

4- Treatment S.S = $(274.20)^2+(430.56)^2 + ...+ (328.00)^2 / 4$ - C.f = 32552.940

5- Error S.S = Total S.S – Replication S.S – Treatment S.S

= 38646.235 – 38.000 – 32552.940 = 6010.295

ويمكن وضع مجموع مربعات الانحرافات السابقة في جدول تحليل التباين التالي (٨-١٠)

جدول ٨-١٠ تحليل التباين للتجربة السابقة

Source	d.f	S.S	M.S	F
Replications	3	83.000	27.667	0.302
Treatments	22	32552.940	1479.679	16.145**
Error	66	6010.295	91.650	

وعند الكشف عن قيمة ف الجدولية عند درجات حرية ٣،٢،نجد أن قيمة ف المحسوبة معنوية جدا

٢- تجزئة مجموع مربعات انحرافات المعاملات : Further Partitioning of Treatment S.S

يمكن تجزئة مجموع مربعات انحرافات مربعات انحرافات المعاملات والتي وردت في جدول ٨-١١ والتي تحوز علي ٢٢ درجة حرية إلي الأتي :-

1- $S.S\ (Crosses) = \sum \sum C^2 ij/r - C.F\ (Crosses)$ with 14 d . f

2- $S.S\ (Parents) = \sum \sum P^2 ii / r - C.f\ (Parents)$ with t d.f

3- S.S (Parents V S Crosses) = S.S Treatment – S.S (Crosses) – S.S (Parents) with 22 – 14 – 7 = 1 d.f

$= [\sum \sum Cij^2 + \sum \sum P^2 ii / r - C.f\ (overall) - [\sum \sum C^2 ij / r - C.F\ (crosses)$

$= [\sum \sum P^2\ ii / r - C.F\ (Parents)]$

وللحصول علي ذلك القيم السابقة يلزم الأمر عمل جدول ذو اتجاهين كما يلي (٨-١١)

جدول (٨-١١) تجميع بيانات تداخل السلالة × الكشاف في جدول ذو اتجاهين .

Lines	Testers			Total
	(J) 6	7	8	
1	274.20	430.56	210.86	915.32 (x i..)
2	293.06	390.56	342.60	1026.22
3	403.54	446.16	470.94	1320.64
4	423.18	257.80	187.42	868.62
5	336.60	327.74	379.28	1043.62
Total	(X.i.) 1730.58	1852.82	1590.80	5174.20 (x..)

$$1\text{- Correction Factor (Crosses)} = \frac{[\text{ grand total (Crosses) }]^2}{\text{Total No. Crosses} \times \text{No. replications}}$$

$= (5174.20)^2/15 \times 4 = 446205.761$

2- S.S (Crosses) = $(274.20)^2 + (430.56)^2 + \ldots\ldots + (379.28)^2/4$ - C.F(Crosses)

= 26199.654

3- Correction Factor (parents) = $\dfrac{[\text{grand total for parents}]^2}{\text{No2 Of parents x No of replication}}$

(مجموع الأباء تؤخذ من جدول (٨-١٠)

$= (342.58 + 393.04 + \ldots\ldots\ldots + (328.00)^2/8 \times 4 = 229208.51$

4- S.S (Parents) $(342.58)^2 + (393.04)^2 + \ldots\ldots\ldots + (328.00)^2/4$ – C.f (Parents) = 6299.62

5- S.S due to Parents V.S Crosses

= C.F (Crosses) + C.F (Parents) – C.F (Over all)

= 446205.761 + 229208 .510 – 675360.603 = 53.666

ملاحظة : يمكن الحصول علي قوة الهجين وهي :

(S.S due to Parent VS Crosses S.S)

وذلك من الطرح كما يلي :

S.S (P.VS.C) = S.S (Treatment) – S.S (Parents) – S.S (Crosses)

= 32552.940-6299.620 – 26199.654 = 53.666

وبالمثل يمكن الحصول علي مجموع مربعات انحرافات الهجن بالطرح كما يلي :

S.S due to Crosses = S.S (Treatment) – S.S (parent) - S.S (Parent . V.S Crosses)

= 32552.940 – 6299.620 – 53.666 = 26199.654

ويمكن بعد ذلك وضع القيم السابقة في جدول تحليل التباين التالي (٨-١٢)

جدول ٨-١٢ تحليل التباين لجميع المكونات الوراثية للتجربة السابقة

Source	d.f	S.S	M.S	F
Replications	3	81		
Treatments	22	32552.94		
Parents (P)	7	6299.62	899.946	16.771**
Crosses (C)	14	26199.654	1871.404	34.875**
P.V.S C.	1	53.666	53.66	0.585
Error	66	6010.295	91.65	

ويلاحظ أن كل المكونات تختبر إلي مجموع مربعات انحرافات الخطأ التجريبي (M.S . Error)

٣- تجزئة مجموع مربعات انحرافات الهجن : Partitining of Crosses S.S

بالاستعانة بجدول ذو الاتجاهين السابق يمكن الحصول علي القيم التالية لتفصيص مجموع مربعات انحرافات الهجن : مجموع مربعات انحرافات الهجن :

1- S.S due to Lines

$= (915.32)^2 + (1026.22)^2 + \ldots\ldots (1043.62)^2 / r \times t = 4\times3$ - C.F (Crosses) = 10318.361

2- S.S due to testers = $(1730.58)^2 + (1852.82)^2 + (1590.80)^2 / r\times L$ 4×5 - C.F (Crosses) = 1718.925

3- S.S due to Lines x testers = S.S (Crosses) – S.S (Lines) – S.S (Testers)

= 26199.654 – 10318.361 – 1718.925 = 14162.368

ويمكن وضع القيم السابقة جميعها في جدول تحليل التباين التالي .

وتختبر متوسط مجموع الانحرافات الراجعة إلي Lines (Ml) ، testers (Mt) إلي متوسط مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلي تداخلهما (ML x Mt) نختبر تداخلها إلي الخطأ التجريبي (Me)

جدول ٨-١٣ تحليل التباين لجميع المكونات الوراثية الخاصة بالتجربة السابقة :

Source	d.f	S.S	M.S	F
Replications	3	83.00	27.67	0.30
Treatments	22	32552.94	1479.68	10.15
Parent	7	6299.62	899.95	16.76
Parent Vs. Crosses	1	53.67	53.66	0.59
Crosses	14	26199.65	1871.40	34.88
Lines	4	10318.36 (ML)	2579.59	1.46
Testers	2	1718.93 (Mt)	859.46	0.49
Lines x testers	8	14162.37 (ML×Mt)	1770.30	19.32
Error	66 (r-1)(g-1)	6010.295 (Me)	91.65	
Total	91	38646.24		

٤- حساب تأثيرات القدرة العامة علي التآلف **Estimation of GCA effects:**

(a) Lines : $gi = \frac{xi..}{tr} - \frac{x...}{Ltr}$,

Where L = No. lines

T = No. of testers

r = No. of replications

وكمثال علي ذلك :

g1 = 915.32 / 3×4 – 5174.20 / 5 × 3 × 4 = -9.960

g2 = 1026.22 / 3×4 – 5174.20 / 60 = - 0.718

g3 = 23.817 , g4 = -13.867

وبالمثل فان :

(b) Testers :

$$g\,c\,a\,(\text{Tester})\,gi = \frac{x.j.}{Lr} - \frac{x...}{Ltr}$$

g6 = (1730.58) (5×4) - (5174.20/60) = .292

g7 = (1852.82/20) – (5174.20/60) = 6.404

g8 = (1590.80/20) – (5174.20/60) = 6.697

٥- حساب تأثيرات القدرة الخاصة علي التآلف : **Estimation of SCA effects**

$$S\,I\,j = x\,I\,j/r - \frac{xi..}{tr} - \frac{x.j.}{Lr} + \frac{x...}{Ltr}$$

وكمثال علي ذلك S16 = 274.20/4 – 915.32/12 – 1730.5/20 + 5174.20/60

= -8.019 S28 = 6.829 S74 = - 14.321

وبالمثل فأن

S17 = 24.959	S36 = - 9.460	S48 = - 18.815
S18 = 16.940	S37 = 4.917	S56 = -3.110
S26 = -12.545	S38 = 14.379	S57 = -11.437
S27 = 5.718	S46 = 33.136	S58 = 14.549

الأخطاء القياسية لتأثيرات القدرة علي التآلف :

Standared error for Combining Ability effects :-

1- S.E (g c a for line) = $(Mc/r \times t)^{1/2}$

$= (91.650/4x3)^{1/2} = (7.6375)^{1/2} = 2.764$

2- S.E = (g c a for tester) = $(Me / r \times L)^{1/2} = 2.141$

3- S.E (g c a for Tester) = $(Me/r)^{1/2} = (91.650/4)^{1/2} = 4.787$

4- S.E (gi – gi) Line = $(2\,Me /r \times t)^{1/2} = [2 (91.650)\ 4\times3)^{1/2}$

$= (15.2750)^{1/2} = 3.908$

5- $S.E\ (gi - gi) = (2\ Me / r \times L)^{1/2} = 3.027$

6- $S.E\ (Sij - SkL)\ (2\ Me / r)^{1/2} = 6.769$

٧- المكونات الوراثية : Genetic Components

1- $\text{Cov H.S (Line)} = \frac{Ml - MlxMt}{r - t} = \frac{2579.590 - 1770.296}{12} = 67.441$

2- $\text{Cov H.S (Tester)} = \frac{Mt - M1xMt}{rL} = \frac{859.463 - 1770.296}{28} = 46.042$

3- $\text{Cov H.S (average)} = \frac{1}{r(2tL - t - L)} .\ ML \times Mt)$

$= -\frac{1}{88} [\ \frac{4(2579.590) + (2)(859.563)}{6}\ (-1770.296) = 2.681$

6- $\text{Cov F.S} = \frac{(Ml - Me) + (Mt - Me) + (ML - Me)}{3xr} + \frac{6r \operatorname{cov} J.S - r(L+t) \operatorname{cov} H.S}{3r}$

$= \frac{(2579.590 - 91.650) + (859.463 - 91.650) + (1770.296 - 91.65)}{12} + \frac{6x4(2.681) - 4(5+3)(2.681)}{12} = 409.396$

$S^2\ gc\ a = \text{Cov H.S} = [\frac{1+f}{4}]\ S^2 A = 2.681$

With $F = o$, $S^2 A = 10.724$

and with $F = 1$, $S^2 A = 5.362$

$S^2 Sca = [\frac{1+F}{2}]\ S^2 D = 422.162$

Which means for $F = 0$, $S^2 D = 4(422.162) = 1688.648$

And $F = 1$, $S^2 D = 422.162$

٨- الأهمية النسبية للسلالات والكشافات وتداخلهما معا :

Proportional Contrilution of lines , testers and their interactions .

1- Contribution of lines = $\frac{(SCL)x100}{SS(crosses)} = \frac{(10318.361)100}{26199.654}$

2- Contribution of testers = $\frac{(sst)x100}{SS(Crosses)} = \frac{(1718.925)100}{26199.654} = 6.561$

3- Contribution of (L x T) = $\frac{SS(Lxt)100}{S.S(Crosses} = \frac{(14162.368)100}{26199.654} = 54.056$

٨ – ٥ التصميم الثاني North Carolina – D II

على العكس من التصميم الأول design – 1 فان كلا الأخوة غير الأشقاء الأبوية والأموية parental and maternal H.S يمكن الحصول عليها من هذا التصميم . ففي الجيل الثاني F_2 ، يختار عشوائيا عدد من النباتات وليكن عددها n1 ، n2 لتمثل الذكور والإناث على التوالي ويهجن كل ذكر إلى مجموعة الإناث . وعلى ذلك فالانسال n1 × n2 هي التي تقيم ثم تجزئ مكوناتها عند أجراء التحليل المناسب . ويجزئ التباين إلى جزئيين ، بين عائلات الأخوة الأشقاء وداخل الأخوة الأشقاء between full – sib families and within full – sib families . فالتباين بين الأخوة الأشقاء يقسم أو يجزئ إلى مكونات راجعة إلى الاختلافات بين الذكور among males والى الاختلافات فيما بين الإناث among females وأيضا إلى تداخل الذكور والإناث among males × femles interaction . وعلية ، فيكون الموديل الإحصائي لهذا التصميم كما يلي :

$$Yijk = M + mi + fj + (m \times f)ij + eijk$$

Where,

Yijk is Kth observation on I × j th progeny,

M is the general mean ,

mi is the effect I th male,

fj is the effect of j th females ,

(m x f)ij is the interaction effect and

Eijk is the error associated with each observation .

وبناءا على ذلك يكون جدول تحليل التباين كمايلى :

Source	d.f	M.s.	EM.s.
Males	m – 1	MSm	$S^2 e + r S^2 m x f + r f S^2 m$
Females	f – 1	MSf	$S^2 e + r S^2 m x f + r m S^2 f$
M x f	m -1 (f – 1)	MSm×f	$S^2 e + r S^2 m x f$
Error	mf (n – 1)	Mse	

ومن خلال هذا الجدول يمكن حساب مكونات التباين التالية وتفسيراتها:

$S^2m = (Ms\ m - Msmxf\ )/ fr = Cov. (H.S.) = 1/4\ S^2A$

$S^2 f\ = (\ s^2f\ -\ Msmxf)/ mr = Cov (H.S.) = 1/4\ S^2A$

$S^2\ m \times f =(Msm\times f - M\ se\ ) /r = Cov (F.S.) – 2\ Cov (H.S.) = 1/4\ S^2\ D$

وهذه المكونات مضبوطة أو صحيحة عندما يفترض بان يكون التداخل أو التفاعل الجيني غائبا .

وقد أوضح Comstock and Robinson 1952 بان التحليل والمكونات السابقة تكون وعندما لمجموعة واحدة من الانسال . ونظرا لزيادة إعداد الانسال الناتجة من هذا التصميم فأنة من المفضل عمل عدة مجموعات كل منه بها (٤ ذكر x ٤اناث = ١٦عائلة نسليه .S.F) ففي هذه الحالة يكون عدد الانسال الشقيقة وغير الشقيقة كما يلي :

Females	Males				H.S.
	1	2	3	4	
5	FS51	ES52	FS53	FS54	M.H.S5
6	FS61	FS62	FS63	FS64	M.H.S6
7	FS71	FS72	FS73	FS74	M.H.S7
8	FS81	FS82	FS83	FS84	M.H.S.8
	P.H.S1	P.H.S2	P.H.S3	P.H.S4	

ويمكن تنفيذ هذا التصميم في mistflower plants كما في القطن أو في حالة random inbred lines الناتجة من open pollinated variety . ويطبق أو ينفذ في S1 ولا يمكن عملة في S0 .

وكما ذكرنا فان كل مجموعة يمكن إن تشتمل على ١٦ عائلة شقيقة وهذه يمكن اختبارها في ٢ او٣ مكررات بنظام القطاعات الكاملة العشوائية ويمكن تكرار عدد المجموعات على حسب كميات التقاوي المتاحة . ويمكن زراعة الانسال في عدة مناطق أو السنوات الخ أو تحت الظروف البيئية المختلفة .إما عن التحليل الإحصائي ، فتحلل كل مجموعة على حدة ثم يعمل تحليل مشترك لهل combined analysis .

مثال عددي تحليلي :

سوف نستعرض هنا كيفية تحليل مجموعة واحدة one set وعلى نمطها يمكن تحليل بقية المجموعات وعمل التحليل المشترك أو التجميعي . (٤ذكور ، ٤اناث ، ٣ مكررات).

Males	Females	Replcation			Sum of females	Sum of males
		1	2	3		
1	1	13	12	14	39	
	2	16	18	13	53	
	3	19	10	12	41	
	4	14	12	11	37	170
2	1	15	16	18	49	
	2	20	21	22	63	
	3	24	25	26	75	
	4	24	23	26	73	260
3	1	10	8	10	28	
	2	12	13	14	39	
	3	16	18	20	54	
	4	18	16	12	46	167
4	1	24	26	28	78	
	2	25	26	28	79	
	3	30	32	24	86	
	4	28	28	30	86	329
Sum		308	304	314		926

خطوات تحليل التجربة :

1. $C.F = (962)^2 / 16 \times 3 = 17864.08$

2. T.SS = 19870.00 – 17864.08 = 2005.92

3. Females SS = 19719.33 – C.F =1855.25

4. Males SS = 19386.83 – C.F =1521.75

5. Males/Females = 1855.26 – 1521.75 = 333.5

6. Rep' s SS = 17867.25 – C.F. =3.17

7. Error SS = 2005.92 – 1858.42 =147.50

ويمكن وضع النتائج السابقة في جدول تحليل التباين التالي مع الاستعانة بالجدول السابق.

S.O.V	D.F	M.S.S	EMS (as shown before)
Rep's	2		
Males(M)	3	507.25 (M4)	
Females	3	618.42 (M3)	
M/F	9	37.06 (M2)	
Error	45	3.28 (M1)	

وتكون مكونات التباين كما يلي :

S^2 fm = M2 – M2/r = 11.26 , S^2 f = M3 – M2 – M1/mr =578.08

S^2 m = M4 – M2 – M1 /rf = 466.91, S^2 m + S^2 f = 1/4 S^2 A

S^2 fm = S^2 D , S^2 P = (S^2 m + S^2 f) = 1/4 S^2 A, S^2 A=4179.96 , S^2 D= 45.04

٨ –٦ - نتائج بعض البحوث

نوار والحصري ١٩٨٤ استخدم ١١ كشاف مختلفة في تركيبها الوراثي لتقييم خمسة سلالات ذرة شامية واعدة . وأختبرت نواتج التهجين القمي في منطقتين . وكان هناك معنوية لمجموع مربعات الانحرافات لجميع مصادر الاختلاف للذكور Males والإناث Females و تفاعل الذكور الأناث ومنطقة الزراعة لصفة المحصول . كذلك كان التباين الوراثي المضيف GCA أكثر أهمية في وراثة عدة صفات منها المحصول .

نوار ١٩٨٥ أختبر تأثير نوعين من الكشاف علي قدره الائتلاف في الذرة الشامية. وقد استخدم سبعة سلالات نقية ذرة شامية هجنت أو لقحت لنوعين مختلفين من الكشافات في قاعدتهما الوراثية . وقد رتب كل كشاف السلالات بطريقة مختلفة . وكان أفضل الكشافات للتقييم هو ذلك الحائز علي قاعدة وراثية عريضة علي أساس أهمية الانتخاب للقدرة العامة علي التآلف.

نوار ١٩٨٥ قارن ما بين استخدام كشافين مختلفين وراثيا لتقييم ٤٩ سلالة ذرة شامية . وقد اختلفت الكشافات في قدرتها علي ترتيب السلالات وأمكن تصفيه هذا العدد من السلالات المرغوبة والتي يمكن استغلالها فيما بعد ، وتحصل الباحث علي عشرة هجن قمية تتفوق علي صنف المقارنة (صنف مفتوح التلقيح / أمريكاني بدري) بمقدار ٢٠% .

نوار و الحصري ١٩٨٥ أجري تقييم لثمانية سلالات نقية من الذرة الشامية لقحت مع ١٣ كشاف متباينة في تركيبها الوراثي . وأوضحت النتائج أهمية العوامل الوراثية غير المضيفة لوراثة صفة المحصول وبعض الصفات الأخرى . وكانت الكشافات ذات التركيب الوراثي الضيق مهمة لتقدير القدرة الخاصة علي الائتلاف والعكس كانت الكشافات ذات التركيب الوراثي العريض أو الواسع مهمة لتقدير أو لتربية السلالات للقدرة العامة علي الائتلاف.

وهناك عدد وافر من البحوث في هذا المضمار أجراها المؤلف وآخرين غيره ولكننا اكتفينا هنا بهذا العرض المختصر.

الفصل التاسع

تقدير مكونات التباين الوراثي من متوسطات الأجيال المختلفة واختباراتها

Scaling test and components of generation means

٩ـ ١ـ مقدمة

ينبغي قبل البدء في تحليل طرق متوسطات الأجيال المختلفة إجراء بعض الاختبارات الهامة لمعرفة لدى انطباق الفروض بهذا التصميم وهذه الفروض هي، الإضافة الخاصة بتأثيرات الجين أي أن تأثيرات الجين يجب أن تكون إضافية additively of gene effects وكذلك استقلالية المكونات المورثة أو الوراثية .

واختبار الفرض الأول يمدنا بمعلومات عن غياب أو تواجد حالة تفاعلات الجينات gene interaction وهذا الاختبار يعتبر مهما بسبب انه وفى معظم الحالات يفترض وعند تقدير مكونات التباين الوراثي السيادية والإضافية أو المضيفة أن التفاعل الجيني غائبا في هذا التصميم. وقد أورد كل من Mather عام ١٩٤٩ وكذلك Hayman عام ١٩٥٥.

٩ ـ ٢ بعض المعادلات الهامة والتي تختبر تأثيرات ومكونات التباين الوراثي:

يمكن إيجاز تلك المعادلات كما يلي :

1- $A = 2\overline{B}_1 - \overline{P}_1 - \overline{F}_1$ $\quad VA = 4V(B_1) + V(P_1) - V(F_1)$

2- $B = 2\overline{B}_2 - \overline{P}_2 - \overline{F}_1$ $\quad VB = 4V(B_2) + V(p_2) + V(F_1)$

3- $C = 4\overline{F}_2 - 2\overline{F}_1 - \overline{P}_1 - \overline{P}_2$ $\quad VC = 16V(F_2) + 4V(F_1) + V(P_1) + V(P_2)$

4- $D = 4\overline{F}_3 - 2\overline{F}_2 - \overline{P}_1 - \overline{P}_2$ $\quad VD = 16V(F_3) + 4V(F_2) + V(P_1) + V(P_2)$

<u>ملاحظة:</u> عند غياب أفراد الجيل الرجعي وعند تواجد أفراد الجيل الثالث فان المعادلة الرابعة يمكن أن تستخدم وعندما يكون أفراد الجيل الرجعي متاحة فان:

$D = 2F_2 - B_1 - B_1' - B_2$, $VD = 4VF_2 + VB_1 + VB_2$

مما سبق يتضح أننا بحاجة لتواجد الآباء والجيل الأول والثاني والثالث والهجن الرجعية للبدء في تحليل بيانات هذا التصميم. ويوضح الجدول التالي (جدول ٩ ــ ١) بيانات عن أفراد هذه الأجيال

فيما عدا الجيل الثالث وقد اختبرت تلك في أربعة تكرارات. والخطوة المبدئية في التحليل هي تقدير المتوسط والتباينات وتباينات المتوسط وهذا موضح في الجدول .

جدول (٩ – ١) قيم الأجيال المختلفة – الآباء والجيل الأول والثاني والثالث وأجيال الهجن الرببعية.

	P_1	P_2	F_1	F_2	B_1	B_2	F_3
R1	3.696	4.516	3.296	3.530	3.992	4.078	4.438
R2	3.576	4.588	3.270	3.238	4.062	4.374	3.353
R3	3.628	4.620	3.302	3.269	4.056	4.026	3.268
R4	3.772	4.688	3.278	3.336	4.036	3.912	3.558
Total	14.672	18.412	13.146	13.373	16.146	16.390	13.617
Mean	3.668	4.603	3.287	3.343	4.037	4.098	3.404
Variance	0.0072	0.0051	0.0002	0.0172	0.0010	0.0388	0.0153
Variance of mean	0.0018	0.0013	0.0001	0.0043	0.0003	0.0097	0.0038
S.E	0.0425	0.0357	0.0075	0.0665	0.0158	0.01935	0.0619

Variance of ample mean = variance /m

Standard error = S.E = $\sqrt{(Variance\ /m}$

Where , Xi = ith observation of a population

and m = member of observation / replication

وباستخدام القيم المتاحة في جدول (١) بالنسبة إلى الأب الأول P_1 ، يمكن حساب المكونات التالية والتي وردت في نفس الجدول السابق ومن أسفل.

Mean $P_1 = \sum xi / n$

$$= \frac{3.696 + 3.576 + 3.628 + 3.772}{4} = 14.672 / 4 = 3.668$$

$$\text{Variance } V(P_1) = \frac{1}{n-1}\left[\sum xi^2 - \frac{(\sum xi)^2}{n}\right]$$

$$= 1/3\ [\ 3.696\ )^2 + (\ 3.576\ )^2 + (\ 3.628\ )^2 + (\ 3.772\ )^2 - [\frac{(14.972)^2}{4}]]$$

$$= 1/3\ [\ 53.838560 - 53.816896\ ] = 1/3\ (\ 0.021664\ ) = 0.0072$$

Variance of a sample mean = $V(\overline{P}_1)$ = variance / n = 0.0072 /4 = 0.0018

Standard Error = $S.E(P_1) = (\text{variance})^{1/2} = (0.0018)^{1/2}$

وبالمثل يمكن حساب بقية القيم في الأب الثاني والجيل الأول والثاني والثالث والهجن الرجعية والواردة في أسفل الجدول السابق . والآن يجدر بنا أن نعمل الاختبارات اللازمة وإيجاد المكونات المطلوبة كما يلي:

1- Scale test:

$A = 2\overline{B}_1 - \overline{P}_1 - \overline{F}_1 \quad = 2\ (\ 4.037\ ) - 3.668 - 3.287 = 1.119$

$B = 2\overline{B}_2 - \overline{P}_2 - \overline{F}_1 \quad = 2(\ 4.098\ ) - 4.603 - 3.287 = 0.306$

$C = 4\overline{F}_2 - 2\overline{F}_1 - \overline{P}_1 - \overline{P}_2 \quad = 4(\ 3.343\ ) - 2(\ 3.287\ ) - 3.668 - 4.603 = -\ 1.473$

$D = 4\overline{F}_3 - 2\overline{F}_2 - \overline{P}_1 - \overline{P}_2 \quad = 4(\ 3.404\ ) - 2(\ 3.343\ ) - 3.668 - 4.603 = -\ 1.341$

$VA = 4V(\overline{B_1}) + V(\overline{P_1}) + V(\overline{F_1}) \quad = 4(\ 0.0003\ ) + 0.0018 + 0.0001 = 0.0031$

$VB = 4V(\overline{P_2}) + V(\overline{P_2}) + V(\overline{F_1}) \quad = 4\ (\ 0.0097\ ) + 0.0013 + 0.0001 = 0.0402$

$VC = 16\ V(\overline{F}2) + 4\ (V\overline{F}1) + V(\overline{P}1) + V(\overline{P}2)$

$\quad = 16\ (\ 0.0043\ ) + 4\ (\ 0.0001\ ) + 0.0018 + 0.0013 = 0.0723$

$S.E(A) = (VA)^{1/2} = (\ 0.0031\ )^{1/2} = 0.0557$

$S.E(B) = (VB)^{1/2} = (\ 0.0723\ )^{1/2} = 0.2689$

$S.E(C) = (VC)^{1/2} = (0.0723)^{1/2} = 0.2689$

$S.E(D) = (VD)^{1/2} = (0.0811)^{1/2} = 0.2848$

والآن يمكن إجراء اختبار t كما يلي:

$t(A) = A/S.E(A) = 1.119/0.0557 = 20.0898$

$t(B) = B/S.E(B) = 0.306/0.5002 = 1.5262$

$t(C) = C/S.E(C) = -1.473/0.2689 = 5.4779$

$t(D) = D/S.E(D) = -1.341/0.2848 = -4.7086$

وتقارن كل القيم الخاصة بـ (t) المحسوبة مع قيمة t الجدولية وهي ١،٩٦ وذلك عند احتمال ٥ %.

ملاحظة:

قيم A، B ، C ، سوف تساوي صفر خلال حدود أخطائها القياسية. ومعنوية أي من هذه الاختبار تعني تواجد حالة التفوق أي تواجد non allelic interaction ويجب أن نلاحظ أن:

١- (D) تعني اختبار additive × additive type " i "

٢- (C) تعني اختبار dominance × dominance type " L "

٣- معنوية ('C + D) التي بعلاقة مع (i) ، (L) أي

٤- " j " وتعني (additive × dominance) والتي لا تحوز أي تأثير من C,D ولكن تتأثر بكل من A,B.

٩ -٣- المكونات الوراثية من طريقة متوسطات الأجيال المختلفة:

Components of generation means

أولا: الموديل السداسي المكونات:

Six parameter model

اقترح كل من Hayman عام ١٩٥٨ وكذلك Jinks ، Jones عام ١٩٥٨ هذا الموديل الإحصائي المشتمل على ستة مكونات وذلك لتقدير مختلف مكونات التباين الوراثي. وبالرجوع إلى Hayman عام ١٩٥٨ نجد أن:

- $m = \text{mean} = \overline{F}_2 = 3.343$
- $d = \text{Additive effect} = \overline{B}_1 - \overline{B}_2 \quad = 4.037 - 4.098 = -0.061$
- $h = \text{Dominance effect} = \overline{F}_1 - 4\overline{F}_2 - 1/2\overline{P}_1 + (1/2)\,\overline{P}_2 + 2\overline{B}_1 + 2\overline{B}_2$

  $= 3.287 - 4\,(3.343)(1/2)(3.668) - 1/2(4.603) + 2(4.37) + 2(4.698) = 2.050$
- i = Additive ×Additive type of gene interaction

  $= 2\overline{B}_1 + 2\overline{B}_2 - 4\overline{F}_2 \quad = 2\,(4.037) + 2\,(4.098) - 4\,(3.343) = 2.898$
- j = additive x Dominance type of gene interaction

  $= 2\overline{B}_1 - \overline{P}_1 - 2\overline{B}_2 + \overline{P}_2 \quad = 2(4.037) - 3.668 - 2(4.098) + 4.603 = 0.813$
- L = Dominance x Dominance type of gene inter.

  $= \overline{P}_1 + \overline{P}_2 + 2\overline{F}_1 + 4\overline{F}_2 - 4\overline{B}_1 - 4\overline{B}_2$

  $= 3.668 + 4.603 + 2(3.287) + 4(3.343) - 4\,(4.037) - 4(4.098) = 4.323$
- $Vm = V(F_2) = 0.0043$
- $Vd = V(\overline{B}_1) + V(\overline{B}_2) = 0.0100$
- $Vh = V(\overline{F}_1) + 16\,V(\overline{F}_2) + 1/4V(\overline{P}_1) + 1/4\,(\overline{P}_2) + 4V(\overline{B}_1) + 4V\overline{B}2 = 0.1097$
- $Vi = 4V(\overline{B}_1) + (\overline{B}_2) + 16V(\overline{F}_2) \quad = 0.1088$
- $Vj = 4V(\overline{B}_1) + V(\overline{P}_1) - 4(\overline{B}_2) + V(\overline{P}_2) = 0.0431$
- $VL = V(P_1) + V(P_2) + 4\,V(F_1) + 16V(B_1) + 16\,V(B_2) + 16(F_2) = 0.2323$
- $S.E(m) = (Vm)^{1/2} = (0.0043)^{1/2} = 0.0656$
- $S.E(d) = (Vd)^{1/2} = (0.0100)^{1/2} = 0.1000$
- $S.E(h) = (Vh)^{1/2} = (0.1097)^{1/2} = 0.3312$
- $S.E(i) = (Vi)^{1/2} = (0.1088)^{1/2} = 0.3298$
- $S.E(j) = (Vj)^{1/2} = (0.0431)^{1/2} = 0.2076$
- $S.E(L) = (VL)^{1/2} = (0.2323)^{1/2} = 0.4820$

وألان يمكن إجراء اختبار " t " كما يلي:

$t(m) = m / S.E(m) = 3.343 / 0.0656 = 50.9604$

$t(d) = d/S.E(d) = -0.061/0.1000 = -0.6100$

$t(h) = h/S.E(h) = 2.050/0.33/2 = 6.1896$

$t(i) = i/S.E(i) = 2.898/0.3298 = 8.7871$

$t(j) = j/S.E(j) = 0.813/0.2076 = 3.9162$

$t(L) = L/S.E(L) = 4.323/0.4820 = 8.9688$

ومعنوية التأثيرات الوراثية كانت قد اختبرت بنفس الطريقة في حالة Scaling tests السابق.

ملاحظة: يجدر أن نشير إلى أن كل من Jinks ، Jones عام ١٩٥٨ قد استخدما معادلات مختلفة عما عرضناه مسبقا وذلك لتقدير المكونات m ، d ، h وذلك في حالة غياب التفوق او non allelic interaction والمعادلات كما يلي:

- $m = 1/2\,\overline{P}_1 + 1/2\,\overline{P}_2 + 4\overline{F}_2 + 2\overline{B}_1 - 2\overline{B}_2 = 1.2375$
- $d = 1/2\,\overline{P}_1 - 1/2\,\overline{P}_2 = -0.4675$
- $h = 6\overline{B}_1 + 6\overline{B}_2 - 8\overline{F}_2 - \overline{F}_1 - (3/2)\overline{P}_1 - 3/2\,\overline{P}_2 = 6.3725$

وتباين هذه المكونات من خلال المعادلات السابقة يمكن الحصول عليها كما يلي:

- $Vm = 1/4\,V\overline{P}_1 + 1/4\,V\overline{P}_2 + 16\,V\overline{F}_2 + 4V\overline{B}_2 + 4V\overline{B}_1 = 0.0580$
- $Vd = 1/4\,V\overline{P}_1 + 1/4\,V\overline{P}_2 = 0.0008$
- $V(h)\ 36\,V\overline{B}_1 + 36V\overline{B}_2 + 64V\overline{F}_2 + V\overline{F}_1 + (9/4)V\overline{P}_1 + (9/4)V\overline{B}_2 = 0.6423$

والان فان:

- $S.E(m) = (vm)^{1/2} = (0.0580)^{1/2} = 0.24508$
- $S.E(d) = (vd)^{1/2} = (0.0008)^{1/2} = 0.0289$
- $S.E(h) = (vh)^{1/2} = (0.6423)^{1/2} = 0.8014$

وان

$t(m) - m/Se(m) = 1.2375/0.2408 = 5.1391$

$t(d) = -16.7864$, $t(h) = 7.9517$

ثانيا: الموديل الخماسي المكونات: Five parameter model

عندما يتوافر تواجد أفراد الجيل الثالث وعند غياب الهجن الرجعية فان الموديل السابق سوف يتحول الموديل الخماسي الذي نحن بصدده الآن. وهذا الموديل له عدة معادلات خاصة وهي كما يلي:

$M = \overline{F}_2 = 3.343$

$d = 1/2\,\overline{P}_1 - 1/2\,\overline{P}_2 = 1/2\,(3.688 - 4.603) = -0.4675$

$h = 1/6\,(4\,\overline{F}_1 + 12\,\overline{F}_2 - 16\overline{F}_3) = -0.2000$

$L = 1/3\,(16\,\overline{F}_2 - 24\,\overline{F}_2 + 8\,\overline{F}_1) = 0.1760$

$i = \overline{P}_1 - \overline{F}_2 + 1/2\,(\overline{P}_1 - \overline{P}_2 + h)\ 1/4\,] = -0.2865$

وتباين هذه المكونات في هذا الموديل هي كالتالي:

- $V(m) = V\overline{F}_2 = 0.0043$
- $V(d) = 1/4\,(V\overline{P}_1 - VP_2) = 0.0008$
- $V(h) = 1/36\,(16\,\overline{F}_1 + \overline{14}\,VF_2 + \overline{256}\,VF_3) = 0.0443$
- $V(L) = 1/9\,(\overline{256}\,VF_3 + \overline{576}\,VF_2 + \overline{64}\,VF_1) = 0.3840$
- $V(i) = V\overline{P}_1 + V\overline{F}_2 + 1/4\,(V\overline{P}_1 + V\overline{P}_2 + Vh) + 1/16\,VL = 0.0420$

ويمكن إجراء اختبار (t) كما سبق توضيحه وهو كما يلي:

- S.E m = (Vm) 1/2 = (0.0043) 1/2 = 0.0656
- S.E d = (Vd) 1/2 = 0.0283
- S.E h = 0.2105 , S.E (L) = 0.6197 , S.E (i) = 0.2049
  - tm = (m / S.E.M = 3.343/ 0.0656 = 50.9803
  - td = -16.5286 , th = -0.9502
  - tl = 0.2840 , -1.3980

ثالثا: الموديل الثلاثي المكونات الخاص بانعدام التفاعل في الهجن:

Three parameters model for non interacting crosses

في حالة غياب التفاعلات كما وضح ذلك في الاختبار السابق بانعدام معنويته فان الموديل الثلاثي المكونات يمكن استخدامه لتقدير مكونات التباين الوراثي كما أوضحه Mather عام ١٩٤٩ معادلات هذا الموديل كما يلي:

$$E = (1/3)(VP_1)+VP_2+VF_1) \quad = 1/3\ (0.0072 + 0.0051 + 0.0002) = 0.0042$$

$$Q = 2\ (\ VF_2 - VB_1 - VB_2\ ) \quad = 2\ (\ 0.0172 - 0.0010 - 0.0388\ ) = -0.0113$$

$$H = 4\ (VF_2 - 1/2\ VD - E\ ) \quad = 4\ [(\ 0.0172 - 1/2\ (\ 0.0113\ ) - 0.0042 = 0.0047$$

ويمكن حساب درجة السيادة وهي النسبة ما بين تباين العوامل السيادية والإضافية كما يلي:

$$\bar{a}\ \sqrt{H/D} = \sqrt{0.0047/-0.0113} = \sqrt{-0.4159} = 0.6449 \text{ (parial dominance).}$$

٩ ــ ٤ ـ موديلات أخري تعتمد على متوسطات الأجيال:

أورد Gamble عام ١٩٦٢ تصميما مشابها للتصميم السابق. ويعتمد تصميم Gamble على تواجد متوسطات ستة أجيال مختلفة وهي P_1 , P_2 ، F_1، F_2 ، Bc_1 ، Bc_2 . ومن خلال هذه الأجيال يمكن تقدير مكونات التباين الوراثي وهي كما يلي:

m = المتوسط العام

a = التاثير الاضافي

d = التاثير السيادي

وهناك ثلاثة أنماط من تأثيرات التفوق وهي $a \times a$ ، $a \times d$ ، $d \times d$ وللحصول على المكونات الوراثية السابقة لابد من استخدام المعادلات التالية:

$$m = \overline{F}_2$$

$$a = \overline{Bc}_1 - \overline{Bc}_2$$

$$d = -\ 1/2\,\overline{P}_1 - 1/2\,\overline{P}_2 + \overline{F}_1 - 4\overline{F}_2 + 2\overline{Bc}_1 + 2\overline{Bc}_2$$

$$a \times a = -\ 4\overline{F}_2 + 2\overline{Bc}_1 + 2\overline{Bc}_2$$

$$a \times d = -1/2\,\overline{P}_1 + 1/2\,\overline{P}_2 + \overline{Bc}_1 + 2\,\overline{Bc}_2$$

$d \times d = P1 + P2 + 2\bar{F}_1 + 4\bar{F}_2 - 4\ Bc_1 - 4\ Bc_2$

وتباين المكونات السابقة يمكن الحصول عليها كما سبق وان أوضحنا في الطرق السابقة حيث ان

$S\ (a) = S^2\ (\bar{B}c_1) + S^2\ (\bar{B}c_2)$

والخطأ القياسي لكل مكون هو الجذر التربيعي لتباين كل مكون ويمكن كذلك اختبار معنوية تأثير كل مكون باستخدام اختبار ($\bar{U}$) كما أوضحنا.

ويمكن من خلال هذا التصميم تقدير الكفاءة الوراثية بالمعنى الواسع Broad sense باستخدام المعادلة التالية:

$H\ (\text{in broad sense}) = S^2F_2 - S^2E\ ) / S^2F_2$

حيث أن S^2F_2 هي التباين الكلي في F_2

S^2E هي التباين البيئي ويمكن تقديره من المعادلة التالية

$S^2E = S^2P_1 + S^2P_2 + S^2F_1 / 3$

ويمكن كذلك تقدير الكفاءة الوراثية بالمعنى الضيق Narrow sense كما أوردها Hayo واجرين عام ١٩٥٥ كما يلي:

$H = 1/2\ D / S^2F_2$

كذلك فان:

$1/2\ D = 2S^2F_2 - (\ S^2Bc_1 + S^2Bc_2\ ).$

ويمكن كذلك تقدير معامل الارتباط المظهري كما أورده Falconar عام ١٩٦٢ كما يلي وذلك بعد إيجاد التباين S^2، التغاير Covariance ما بين الصفة الأولى (X_1) والصفة الثانية (X_2) بالنسبة للجيل الثاني .

١ - التغاير المظهري (S12 ph)

$$(\ S_{12}\ ph\ ) = \sum xi\ x2 - \frac{\sum x.\sum x2}{m}$$

٢- التغاير البيئي

$$S_{12} E = [S_{12} ph (P_1) + S_{12} ph (P_2) + S_{12} ph (F_1)] / 3$$

٣- التغاير الوراثي

$$S_{12} g = S_{12} ph (F_2) - S_{12} ph E$$

ويمكن حساب التلازم المظهري في P_1، P_2، F_1، F_2 ولكن التلازم الوراثي يحسب فقط في F_2 كما يلي:

$$r\ 12 (ph) = \frac{S_{12} (ph)}{\sqrt{S^2 1 (ph) \times S_2^2 (ph)}}$$

$$r (g) = \frac{S_{12} (ph)}{\sqrt{S1^2 (g) . S^2 2 (g)}}$$

والتباين الوراثي لصفة ولتكن X_1 تساوي

$$S_1^2 (F_2) - S_1^2 (E).$$

٩ – ٥ - المقارنة ما بين عدة طرق لتقدير مكونات التباين الوراثي في القطن:

Comparative Study for different methods for estimating variance components in cotton.

قدم هذه الدراسة عبد المجيد جاد واخرين عام ١٩٧٨ بغرض المقارنة ما بين عدة موديلات مختلفة تعتمد في تقدير مكونات التباين الوراثي على متوسطات الأجيال المختلفة. واستخدم لإجراء هذه المقارنة الأصناف جيزة ٤٥ ، Coker100wait والصنف الأول يتبع أقطان البربادنس Barbadence والثاني يتبع اقطان الهر سوتم Hirsutum ، وتم إنتاج هجن الجيل الأول والثاني والثالث والرابع والخامس والسادس والصفة تحت الدراسة كانت محصول البذور/ نبات. وتم تحليل البيانات على أساس متوسطات المجموعة group means. وقبل تحليل البيانات تم اختبار البيانات باختبار Scaling test كما اوردها ١٩٧١ كل من Mather and Jinks واستخدم الاختبارات التي أوضحناها من قبل وهي A ، B ، C والموديلات التي استخدمت هي:

١- الموديل الاول: Model I :

في هذا الموديل، معادلات كل جيلين يمكن حلها معا وبالرجوع إلى المعادلات المستخدمة، التوليفات التالية يمكن الحصول عليها.

Group (a) : $V_1 F_2$ and VB, $V_1 F_2$ and $V_1 F_3$, $V_1 F_2$ and $W_1 F_{32}$, VB and $V_1 F_3$, VB and $W_1 F_{32}$ and $W_1 F_{32}$ and $V_1 F_3$.

Group (b) : $V_1 F_2$ AND $W_1 F_{43}$, VB AND $W_1 F_{43}$, $W_1 F_{34}$, $W_1 F_{32}$ and $W_1 F_{43}$ and $V_1 F_3$ AND $W_1 F_{43}$

Group (c) : $V_1 F_3$ and $V_2 F_3$, $W_1 F_{43}$ and $V_2 F_3$ and $V_1 F_4$ and $V_2 F_3$

Group (d) : $V_1 F_2$ and $V_1 F_4$, VB and $V_1 F_4$, $W_1 F_{32}$ and $V_1 F_3$ and $V_1 F_4$.

Group (e) : $W_1 F_{43}$ and $V_1 F_4$, $W_1 F_{43}$ and $V_1 F_5$, $W_1 F_{43}$ and $V_1 F_6$, $V_1 F_4$ and $V_1 F_5$, $V_1 F_4$ and $V_1 F_6$ and $V_1 F_5$ AND $V_1 F_6$.

٢- الموديل الثاني: Model 2 :

في هذا الموديل يمكن استخدام ثلاثة توليفات ناتجة من ثلاثة معادلات كما يلي:

a) $V_1 F_2$, VB and $V_1 F_2$,

b) $V_1 F_2$, VB and $V_2 F_3$,

c) $V_1 F_2$, VB and $W_1 F_{32}$,

d) $V_1 F_2$, VB and $V_1 F_4$,

e) $V_1 F_2$, VB and $W_1 F_{43}$,

f) $V_1 F_3$, $W_1 F_{32}$ and $W_1 F_{43}$,

g) $V_1 F_3$, $V_2 F_3$ and $W_1 F_{43}$,

h) $V_1 F_3$, $V_2 F_3$ and $V_1 F_4$,

i) $V_1 F_4$, $V_1 F_5$ and $V_1 F_6$,

j) $W_1 F_{43}$. V_1 F5 and $V_1 F_6$,

l) $V_2 F_3$, V_1 F5 and $V_1 F_6$.

٣- الموديل الثالث Model 3

وفي هذا الموديل تستخدم إحصائيات أربعة معادلات متوالفة كما يلي:

a) $V_1 F_2$, VB, $V_1 F_3$ and $V_2 F_3$,

b) $V_1 F_2$, VB, $V_1 F_3$, and $W_1 F_{32}$

c) $W_1 F_{32}$, $V_2 F_3$, $W_1 F_{43}$ and $V_1 F_4$,

d) $V_1 F_2$, VB, $V_1 F_3$ and $V_1 F_4$,

e) $V_1 F_2$, VB, $V_1 F_3$ and $W_1 F_{43}$,

f) $V_1 F_3$, $V_2 F_3$ $W_1 F_{32}$ and $V_1 F_4$,

g) $V_1 F_3$, $W_1 F_{32}$, $V_1 F_3$ and $V_1 F_4$

h) $V_1 F_3$, $V_2 F_3$, $W_1 F_{43}$ and $V_1 F_4$

٤ - الموديل الرابع: Model 4 :

وفي هذا الموديل تستخدم توليفات المعادلات الخمسة التالية لإيجاد مكونات التباين الوراثي والمعادلات هي:

a) $V_1 F_2$, VB, $V_1 F_3$, $V_2 F_3$, and $W_1 F_{43}$

b) $V_1 F_2$, VB, $V_1 F_3$, $V_2 F_3$, and $V_1 F_4$

c) $V_1 F_2$, VB, $W_1 F_2$, $V_1 F_3$, and $V_2 F_3$

٥- الموديل الخامس: Model 5

وفي هذا الموديل يستلزم الأمر تواجد ستة معادلات لإيجاد مكونات التباين الوراثي

a) $V_1 F_2$, VB, $W_1 F_3$, $V_2 F_3$, $V_1 F_4$ and $V_1 F_5$

b) $V_1 F_2$, VB, $V_1 F_3$, $V_2 F_3$, $W_1 F_{43}$ and $V_1 F_4$

c) $V_1 F_2$, VB, $W_1 F_{32}$, $V_1 F_3$, $V_2 F_3$ and $V_1 F_4$

٦- الموديل السادس: Model 6

وفي هذا الموديل تستخدم التوليفات ما بين سبعة معادلات كما يلي:

a) $V_1 F_2$, VB, $V_1 F_3$, $V_2 F_3$, $V_1 F_4$, $V_1 F_5$ and $V_1 F_6$

b) $V_1 F_2$, VB, $W_1 F_{32}$, $V_1 F_3$, $V_2 F_3$, $V_1 F_4$ and $V_1 F_5$

c) $V_1 F_2$, VB, $V_1 F_3$, $V_2 F_3$, $W_1 F_{43}$, $V_1 F_4$ and $V_1 F_5$

٧- الموديل السابع: Model 7 :

وفي هذا الموديل يستخدم ثمانية معادلات يجب حلها مع بعضها البعض لإيجاد مكونات التباين الوراثي والتوليفات المتاحة في هذا الموديل بين المعادلات المختلفة هي:

a) $V_1 F_2$, VB, $W_1 F_{32}$, $V_1 F_3$, $V_2 F_3$, $V_1 F_4$, $V_1 F_5$ and $V_1 F_6$

b) $V_1 F_2$, VB, $V_1 F_3$, $V_2 F_3$, $W_1 F_{43}$, $V_1 F_4$, $V_1 F_5$ and $V_1 F_6$

c) $V_1 F_2$, VB, $W_1 F_{32}$, $V_1 F_3$, $V_2 F_3$, $W_1 F_{43}$, $V_1 F_4$ and $V_1 F_5$

٨- الموديل الثامن: Model 8 :

في هذا الموديل تستخدم فيه كل المعادلات المتاحة وهي معادلات

a) $V_1 F_2$, VB, $V_1 F_3$, $W_1 F_{32}$, $V_1 F_4$, $W_1 F_{43}$, $V_1 F_5$ and $V_1 F_6$

ملاحظة: ١- استخدم Mather عام ١٩٤٩ وايضاً Mather ، Jinks عام ١٩٧١ التباينات والتغايرات التالية لإيجاد قيم العوامل الوراثية المضيفة والسيادية والبيئية

$V_1 F_2 = 1/2\, D + 1/4\, H + E_1$

$VB = (VB_1 + VB_2) = 1/2\, D + 1/2\, H + 2E_1$

$V_1 F_3 = 1/2\, D + 1/16\, H + E_2$

$V_2 F_3 = 1/4\, D + 1/8\, H + E_3$

$W_1 F_{23} = 1/2\, D + 1/8\, H$

$V_1 F_4 = 1/2\, D + 1/64\, H + E_4$

$V_1 F_{43} = 1/2\, D + 1/32\, H$

$V_1 F_5 = 1/2\, D + \frac{1}{256} H + E_5$

$V_1 F_6 = 1/2\, D + \frac{1}{1024} H + E_6$

٢- التغاير Covariance (W) ما بين F_2، ($W_1 F_{32}$) F_3 وبين $V_1 F_3$ ، $V_1 F_4$ يمكن أيضا حسابه.

وفي الموديلات السابقة فيما عدا الموديل الأول، تقدير مكونات التباين الوراثي المعتمد على حساب تباين المكونات والتي أمكن التحصل عليها من تحليل التباين الخاصة بكل جيل.

وفي الموديل الثامن، استخدم ثمانية معادلات، أدت إلى تكون ١٥ معادلة أمكن من خلالها تقدير مكونات التباين الوراثي والبيئي وهي $D, H, E_1, E_2, E_3, E_4, E_5, E_6$ والمعادلات الثمانية هي ما أوردناها في الملاحظة السابقة وقد أعطيت قيم من Y_1 الى Y_9 وعملت فيما بعد المحددة اللازمة Matrix لإيجاد مكونات التباين الوراثي فيما بعد.

ومن النتائج يتضح أن:

١- باستخدام Scaling test اتضح بانت لا يوجد انحرافات معنوية باستخدام اختباري Scaling test واللذين أوضحها كل من Cavali عام ١٩٥٢ وأيضا Mather and Jinks عام ١٩٧١ مما يثبت بان البيانات مناسبة أو موافقة مع الموديل الإضافي والسيادي. وبتقدير digenic interaction او التفوق او التفاعل بين العوامل الوراثية، واتضح انه أيضا غير معنوي.

٢- تقديرات مكونات التباين الوراثي المقدرة في أجيال الانعزال المبكرة تختلف عن تلك القدرة في الأجيال المتقدمة.

٣- كان اكثر الموديلات أهمية وفعالية، تلك الموديلات التي دخل تكوينها كل من VF_2, VF_3 , BC, BC_2 , Cov F_{32}

٤- ادت مصادر الانحراف bias المختلفة إلى تقديرات عالية ومنخفضة في قيم مكونات التباين الوراثي ، وكان أهم مصدر من مصادر الانحراف هو الراجع إلى الارتباط linkage.

الفصل العاشر

مكونات التباين الوراثي في النباتات خلطية التلقيح
ومجال الاستفادة بها في تربية النبات

Estimates of genetic parameters in cross fertilizing plants and their implications in plant breeding

١٠ ـ ١ ـ مقدمة

لخص Gardner عام ١٩٦٢ المكونات الوراثية التي يمكن ان يستفيد بها المربي كالآتي:

١- التباين الوراثي المضيف additive genetic variance (S^2 A) وهي الناتجة من التأثيرات الاضافية للجينات عند جميع المواقع الانعزالية

Which resulted from the additive effects of the genes at all segregating loci

٢- التباين الوراثي السيادي Dominace variance (S^2D) وهي الناتجة عن التفاعل داخل المواقع الوراثية بين الاليلات which result from the intera - allelic interaction of genes at segregating loci.

٣- التباين الوراثي التفوقي Epistasis variance وهي ناتجة عن التفاعل بين الجينات او الاليلات عند موقعين او اكثر وتكون في صورة S^2AA في حالة موقعين أي additive × additive او S^2AD في حالة additive × dominance او S^2DD أي dominance × dominance ويمكن ان تكون في حالات ثلاثية اذا كان التفاعل سيتم بين ٣ مواقع وراثية.

٤- متوسط درجة السيادة Average degree of dominance او نسبة التباين السيادي إلى التباين الإضافي.

٥- التداخل البيئي الوراثي G ×E والذي يمكن تقسيمه إلى :

أ- تفاعل ما بين التأثيرات البيئية × التأثيرات الإضافية للجين

ب- تفاعل ما بين التأثيرات البيئية × التأثيرات الغير الإضافية للجين

٦- الارتباط الوراثي Genotypic correlations ما بين الصفات الكمية الهامة كل على حده.

١٠ ـ٢ ـ اهم طرق تقدير مكونات التباين الوراثي

لقد سبق لنا ان استعرضنا الطرق الخاصة بتقدير مكونات التباين الوراثي سواء كانت في محاصيل خلطية التلقيح او في ذاتية التلقيح مع بيان كيفية تنفيذ كل طريقة بصورة مبسطة. وقد أوضح Gardner 1962 ان اهم الطرق لتقدير مكونات التباين الوراثى هى أربعة طرق : Design I , II and III والتي اقترحها من قبل كل من Comstock and Robinson 1949 and1952 وايضاً طرق الهجن التبادلية Diallel crosses المختلفة .

وسوف نستعرض هنا مرة اخرى وبأختصار اهم هذة الطرق :

Design I : ينفذ بان نختار بعض الآباء وهذه يمكن اعتبارها ذكور males تختار عشوائيا لتلقيح بعض الاباء الاخرى وهي أيضا مختارة عشوائيا والتي يمكن اعتبارها أمهات females وذلك لانتاج نسل الاخوة الأشقاء وغير الأشقاء Half and full – sib families

Design II : ينفذ في مجموعات sets كل مجموعة آبائها مختارة عشوائيا وتقسم تلك إلى آباء وأمهات بأعداد متساوية، أحدهما تعتبر أمهات والأخرى تعتبر ذكور ويتم تلقيح الذكور بالأمهات ولا يصح ان نستخدم نفس الأب كذكر وأم في نفس الوقت . وهذا التصميم يعتبر مناسب للنباتات المتعددة الأزهار ويمكن استخدامه في حالة توافر عدد مناسب من السلالات النقية.

Design III : و هو من تصميمات التلقيح او التهجين الرجعي . وينفذ بان تلقح عشوائيا بعض نباتات من F_2 أو جيل متقدم عن ذلك لكل من السلالات الأبوية وذلك بغرض إنتاج نسلي الهجن الرجعية لكل أب على حدة اى $Bc_1$and Bc_2 .

تصميم الهجن التبادلية Diallel crosses وهذه تعني كما أوضحنا سابقا عمل كل التهجينات الممكنة ما بين الآباء المشتركة.

ويعتبر تصميم Design II مقارب في تنفيذه الى تصميم الهجن التبادلية Diallel crosses.

ويمكن زراعه إنسال هذه التصميمات في صورة قطاعات كاملة العشوائية R.C.B.D ويوضح الجدول التالي (١٠ – ١) تحليل التباين لكل هذه الطرق بصورة مبسطة.

جدول ١٠ – ١ تحليل التباين للنسل الناتج من جراء تطبيق عدة تصميمات مختلفة – عند زراعه لنسل في قطاعات كاملة العشوائية علما بان r هي عدد المكررات والاختيار تم في منطقة واحدة.

S.O.V	D.F	M.S	E.M.S
a-General Designs			
Replications	(r – 1)		
Progenies	(g – 1)	M1	$S^2e + r (S^2GE + S^2G)$
Error	(r-1) (g - 1)	M2	S^2e

S.O.V	D.F	M.S	E.M.S
b- Design I			
Replications	(r – 1)		
Males	(m – 1)	M1	$S^2e + r (s^2fe + S^2f) + rf (S^2me + S^2m)$
F/M	m (f – 1)	M2	$S^2e + r (S^2fe + S^2f)$
Error	(mf - 1) (r- 1)	M3	S^2e

S.O.V	D.F	M.S	E.M.S
C - Design II			
Replications	(r – 1)		
Males	(m – 1)	M1	$S^2e + r (S^2mfe + S^2mf) + rf (S^2me + S^2m)$
Females	(f – 1)	M2	$S^2e + r (S^2mfe + S^2mf)$
Males x femles	(mf - 1) (f- 1)	M3	$S^2e + r (S^2mfe + S^2mf)$
Error			S^2e

S.O.V	D.F	M.S	E.M.S
d - Design III			
Replications	(r – 1)		
Times	1	M1	$S^2e + 2r (S^2me + S^2m)$
Males	(m – 1)	M2	$S^2e + r (S^2mle + S^2ml)$
Males x lines	(m- 1)		
Errors	(2 m- 1) (r-1)	M3	S^2e

S.O.V	D.F	M.S	E.M.S
e - Diallel cross			
Replications	(r – 1)		
G.C.A	(m – 1)	M1	$S^2e + r (S^2se + S^2s) r (m-2) (S^2ge + S^2g)$
S.C.A	(m(m – 1) /2-m	M2	$S^2e + r (S^2se + S^2s)$
Errors	(r-1)[m (m-1)/2] - 1	M3	S^2e

<u>ولتفسيرنتائج الجدول السابق فأن :</u>

S^2G = total genetic variance among progenies (or parents).

S^2GE = variance of the genotype × environment interaction .

S^2m = genetic variance among males.

S^2me = variance of male genotype × environment interaction.

S^2f = genetic variance among females mated to the same male.

S^2fe = variance of female genotype × environment interaction .

S^2mf = male genotype × female genotype interaction variance.

S^2mfe = male genotype × female genotype × environment interaction variance.

S^2ml = male genotype×line genotype interaction variance.
S^2mle = male genotype × line genotype × environment interaction variance.
S^2g = general combing ability variance.
S^2ge = general combing ability ×environment interaction variance.
S^2s = specific combing ability.
S^2se = specific combing ability × environment interaction variance.
S^2e = variance among plots within replications and equals $S^2w / k + S^2b$.

وحيث ان قيم القطعة التجريبية (plot) تحلل علي أساس متوسطات عدد النباتات (k) فان S^2w هي التباين بين النباتات داخل القطعة التجريبية وان S^2b هي التباين البيئي بين القطع التجريبية خلال المكررة.

الافتراضات الخاصة والمحددة للحصول على E.M.S وأيضا لتنفيذ التصميمات I ، II ، III وأوضحها كل من comstok and Robinson 1952 كالآتي:

1- Random choice of individuals mated for production of experimental progenies.

أي الاختيار العشوائي للأفراد عند إجراء عملية التلقيح لانتاج النسل.

2- Random distribution of genotypes relative to variations in environment.

التوزيع العشوائي للتراكيب الوراثية بالنسبة للتباينات المختلفة للظروف البيئية.

3- No non genetic material effect.

لا يوجد تأثير أموي وراثي.

4- Regular diploid behavior at meiosis .

انتظام سلوك الانقسام الميوزي

5- No multiple alleles.

انعدام تعدد تاثير الاليلات.

6- No correlation of genotypes at separate loci.
7- No epistasis.

ومع الافتراضات السابقة فمكونات التباين الوراثي الناتجة من هذة الـ التصميمات Designs هى وكما أوردناها في الجدول السابق تحتاج إلى التفسيرات التالية (جدول ١٠ – ٢).

جدول رقم ١٠ – ٢ تفسير بعض مكونات التباين الوراثي لعدة تصميمات مختلفة.

Design	Component of variance	Genetic equivalent
General design	S^2G	$S^2A + S^2D$ for parent, ¼ S^2A for ploy cross progenies.
Design I , II	S^2m	$1/4\ S^2A$
Design I	S^2f	$1/4S^2A + 1/4\ S^2D$
Design III	S^2ml	S^2D
Dialled cross Design II	$S^2g\ G^2m$	$(1 + f) / 4G^2A$ where F is the coefficient of inbreeding.
Dialled cross Design II	S^2mf	$(1 + f)^2 / 2G^2D$

ويوضح جدول (١٠ –٣) تقديرات التباين الوراثي المضيف لمحصول الحبوب باستخدامDI، DII في هجن الجيل الثاني لبعض الأصناف المفتوحة التلقيح والعشائر.

جدول ١٠ – ٣ متوسط تقديرات التباين الوراثي المضيف لبعض عشائر الذرة

الاختبار لاكثر من سنة		الاختبار في سنة واحدة		العشيرة	عدد الدراسات	أنواع العشائر
S^2A	عدد التقديرات	S^2A	عدد التقديرات			
—	—	31	4	(NC34 × NC 45) F_2	15	هجن الجيل الثاني مع عدم وجود انتخاب
18	2	31	7	(NC21 × NC 7) F_2	15	
13	2	36	4	(NC33 × K 64) F_2	15	
—	—	70	1	(NC16 × NC 18) F_2	15	
29	3	32	6	(M14 × 187 - 2) F_2	24	
33	3	44	4	Garvis	15	أصناف مفتوحة التلقيح مع عدم وجود انتخاب
15	2	44	4	Weekley	15	
14	1	0.003	2	Indian	15	
80	2	97	4	Krug	39	
0.006	2	0.008	4	Hayes golden	39	
78	2	82	4	Lancastor	39	

ويتضح من هذه البيانات ما يلي:

١ـ ان هناك ثبات داخل المجاميع لنفس المادة او التراكيب الوراثية.

٢ـ كانت هجن الجيل الثاني F_2 والأصناف النا تجة من the southern prolific dent types لم تختلفا في أهمية قيمة التباين الوراثي المضيف , وان كانت قيم الأصناف أعلى قليلا وربما يكون هذا راجع إلى عدم توافر ظروف التلقيح العشوائي وخاصة تحت ظروف أجواء منطقة التقيم .

٣ـ كانت التقديرات المتحصل عليها في الاختبارات لاكثر من سنة اقل في القيمة عند اختيار نفس المواد او التراكيب الوراثية لسنة واحدة، ويمكن تعليل ذلك ليس فقط إلى تغير اختيار الذكور من سنة لأخرى ولكن إلى مقدار التداخل ما بين العوامل الإضافية نفسها والظروف البيئية . ويمكن بصفة عموما نقول بأن مقدار النقص قد يصل إلى نحو ٥٠ % بين التقديرين ومن المعروف أن الاختبار تحت ظروف بيئية مختلفة او متباينة يكون اكثر واقعية more realistic

العلاقة ما بين التباين الوراثي السيادي dominance variance والتباين الإضافي additive variance في الهجن تستخدم عادة لإيجاد متوسط درجة السيادة للجينات المتحكمة في وراثة الصفات الكمية وبخاصة المحصول ويوضح الجدول التالي (جدول١٠ – ٤) بيانات محددة بخصوص هذا الموضوع لهجن الجيل الثاني F_2 .

جدول ١٠ – ٤ مكونات التباين الوراثي والنسبة بينها ودرجة السيادة (â) في F_2 لمحصول الذرة الشامية

العشيرة	عدد الدراسات	طريقة التقدير المتبعة	السنوات	S^2A	S^2D	S^2D/S^2A	â
C121×Nc7	52	1 – 1 – 1	47	0.0064	0.003	0.70	1.19
	23	1 – 2 – 111	50 – 51	0.0017	0.0028	1.65	1.18
	23	2 – 1 – 111	51	0.0018	0.0040	2.22	2.14
	15	1 – 1 – 111	56	0.0019	0.0022	1.16	1.52
	2	1 – 1 – 111	57	0.0015	0.0015	-1.0	1.41
	2	1 – 1 – 111	58	0.0012	0.0052	2.36	2.19
	2	1 – 1 – 111	59	0.0039	0.0035	0.90	1.34
		المتوسطات		0.0028	0.0034	1.21	1.56
Nc 34×Nc 45	52	1 – 1 – 1	47	0.0019	0.0176	9.26	4.30
	15	1 – 1 – 111	55	0.0060	0.0057	0.95	1.38
	15	1 – 1 – 111	56	0.0018	0.0042	2.33	2.16
	15	1 – 1 – 111	56	0.0027	0.0042	1.56	1.77
		المتوسطات		0.0019	0.0079	2.55	2.26
Nc 33×k 64	23	1 – 2 – 111	50 – 51	0.0022	0.0019	0.01	1.31
	23	2 – 1 – 111	51	0.0022	0.0028	1.27	1.58
		المتوسطات		0.0020	0.0024	1.09	1.48
Nc 16×Nc 18	52	1 – 1 – 1	47	0.0070	0.0036	0.51	1.01
M14×187 - 2	24	2 – 2 – 111	54 – 56	0.0079	0.0012	0.15	0.56
	24	2 – 1 – 111	55	0.0014	0.0018	1.29	1.59
	4	2 – 1 – 111	59	0.0010	0.0026	2.60	2.27
		المتوسطات		0.0036	0.0019	0.35	1.37

ويتضح من هذه البيانات ان معظم هذه التقديرات تثبت ان متوسط درجة السيادة تأخذ صورة السيادة الفائقة over dominance ولا يمكن اعتبار هذه النتائج تعبير عن الحالة الحقيقية نفسها فهي راجعة بلا شك إلى حالة من حالات الارتباط linkage وبالذات repulsion للجينات وقد اعطى

Comstock , Robinson عام ١٩٥٢ عدة براهين او أدلة نظرية لتوضيح هذه النقطة. كذلك فقد أوضح كل من Gardner and Lonnquist 1959 وايضا Comstock واخرين عام ١٩٥٧ وأيضا Robinson واخرين عام ١٩٦٠ واخيراً Lindsey عام ١٩٦٠ اثر وجود linkage على انحرافات قيم التباين الوراثي ومتوسط درجة السيادة وذلك بالنسبة للجينات المتحكمة في وراثة الصفات الكمية في الجيل الثاني F_2 والأجيال المتقدمة بعد ذلك في هجن الذرة الشامية . ومن كل هذه الدراسات والبحوث اتضح ان مع وجود التلقيح العشوائي Random mating سوف تنكسر المجموعات الارتباطية Linkage groups وسوف تصبح العشائر في هذه الحالة في حالة اتزان لحالتي الارتباط Coupling & repulsion. ويوضح الجدول التالي (١٠ – ٥) اثر تواجد أم عدم تواجد الارتباط على تقديرات درجة السيادة .

وتوضح النتائج بجلاء أن تواجد linkage يلعب دورا هاما في انحراف القيم الخاصة بمكونات التباين الوراثي في أن يجعل over dominance هو الذي يتحكم في وراثة اغلب الصفات تحت الدراسة . وهذا لا يمنع من أن هذا التأثير موجود في بعض المواقع ولكنه بصفة عامة ليس متحكما او مهما لكل الصفات كما أوضح ذلك Hull عامي ١٩٤٥، ١٩٥٥.

جدول١٠ – ٥ مقارنة ما بين تقديرات درجة السيادة في حالة F_2 والاجيال المتقدمة في عشائر من الذرة الشامية.

الأجيال	العشيرة	
	M14 × 187 - 2	C121 × Nc 7
الجيل الثاني	1.98	1.68
الجيل الرابع	1.04	—
الجيل الثامن	0.72	1.24
الجيل الثالث عشر	—	1.09
الجيل السادس عشر	0.62	—

وقد قدر Hull 1952 معامل الارتداد للأبناء على الآباء Parent- offspring regression عند عمل بعض الهجن التبادلية dialed cross . ومن خلال ذلك أمكنه تقدير درجة السيادة . وقد تراوحت هذه ما بين ١،٤٢ إلى ٢،٢٥ وحيث أن السلالات التي أجرى عليها هذا البحث كانت

منتخبه (اختبرت الهجن الناتجة منها في F_1 ، F_2 فقط) فقد فسر Hull هذه النتائج بنظرية السيادة الفائقة.

وقد درس كل من Lonnquist and Rumbough 1959 اثر التربية الداخلية على مكونات التباين الوراثي من خلال الهجن التبادلية dialed cross لبعض السلالات المنتخبة . وقد استمرت الدراسة من F_1 وحتى F_5 وقد قدرا ايضا معاملات الارتداد للمتوسطات عند مستويات مختلفة من عدم التماثل heterozygosis . وقدر ايضا الارتداد ما بين متوسطات الانسال على الاب الثابت Constant parent لكل مستوى من مستويات التربية الداخلية. كذلك استخدام طريقة الرسم البياني graphic والخاصة بالباحثين (1955) Jinks وأيضا (Allard (1956 . وقد فسرت كل هذه النتائج للتأثيرات غير الإضافية على إنها كانت غير مهمة بالنسبة للتأثيرات الإضافية وان السيادة الجزئية partiall dominance للجينات كانت هي الغالبة كذلك وجد أيضا أن هناك بعض التأثيرات التي تثبت ان over dominance برغم ذلك كانت موجودة ومهمة .

وقد كانت هذه النتائج مدهشة للغاية خاصة وان هناك اربعة سلالات كانت منتخبة للقدرة العامة على الائتلاف العالية واربعة أخرى كانت منتخبة لقدرة الائتلاف العامة المنخفضة.

وقد وجد (1942) Speragure and Tatum ان السلالات المختبرة سابقاً والتي اجرى عليها الانتخاب بالنسبة للقدرة المحصولية ، تكون تقريباً تقديرات مكونات التباين الراجعة الى القدرة الخاصة على الائتلاف (S^2D) بالنسبة لصفة المحصول اكبر من التباين الراجع للقدرة العامة على الائتلاف ($1/2\ G^2A$). ومن ذلك نقول ان تأثيرات العوامل السيادية والتفوق ستكون اكثر اهمية من تاثيرات العوامل الاضافية او المضيفة عندما تكون السلالات غير منتخبة والعكس يكون صحيحاً.

درس Rajas and Sprague مقدار التفاعل او التداخل لقدرتي الائتلاف مع الظرف البيئية من خلال Diallel cross (تحت ظروف زراعية لاكثر من منطقة ولاكثر من سنة) . ووجدا ان التباين الراجع الى القدرة الخاصة على الائتلاف كان اكبر من التباين الراجع للقدرة العامة على الائتلاف.

درس Matzinger 1959 التقدير الوراثي للقدرتين العامة والخاصة على التآلف في تجربة Diallel اشتملت على عشرة سلالات غير منتخبة للقدرة المحصولية وكانت $S^2g = 1/4\ S^2A$، $S^2 s = 1/4\ S^2D$ وهذا في حالة غياب التفوق . وكانت النسبة S^2D/S^2A في تجارب Rojas

and Sprague تساوى٠،٠٤٨ ، ٠،٠٥٨ في حين كانت عند Matzinger ٨،٦٧ ، ٦،٣١ ويوضح الجدول التالي ١٠ – ٦ قيم النسب لدرجة السيادة في بعض الاصناف في F_2.

جدول ١٠ – ٦ تقديرات التباين الاضافي والسيادي ودرجات السيادة في بعض الاصناف لصفة المحصول (نقلا عن Robinson واخرين ١٩٥٥).

الصنف	عدد مرات الاختبار	S^2A	S^2D	S^2D/S^2A
Jarvis	6	0.0030	0.0050	0.17
Weekley	6	0.0037	0.0018	0.49
Indian chief	2	0.0023	0.0010	0.35
المتوسطات		0.0030	0.0011	0.37

وكما هو واضح فان هناك اهمية للتأثيرات الإضافية عن التأثيرات غير الإضافية . واذا كانت حالة multiple alleles غير موجودة في الاصناف فان النسبة G^2D / G^2A بالنسبة للموقع الوراثي الواحد يمكن حسابها بالنسبة لدرجات السيادة المختلفة والتكرارات الجينية المختلفة والجدول التالي يوضح ذلك (عن Robinson واخرين ١٩٥٥) وبهذه الصورة.

درجة السيادة	التكرار الجيني				
	0.50	0.60	0.75	0.90	0.99
0.8	0.32	0.44	0.66	0.89	0.27
-1.0	0.50	0.75	1.50	4.50	49.50
1.5	1.12	2.20	13.50	10.12	0.20
-2.0	-2.00	5.33	∞	-2.00	0.08

وسبب الانحرافات في القيم الناتجة عن تواجد Linkage في عشائر الهجن وايضا من عدم توافر التلقيح العشوائي non random mating في اصناف حزام الذرة Corn Belt فقد عرض Robinson واخرين عام ١٩٥٥ نتائج ذلك ومع العلم ان جميع هذه الأصناف من Southern prolific varieties . ويوضح الجدول التالي (١٠ – ٧) نتائج هذه الدراسة لعدة صفات لبعض الأصناف المختلفة.

جدول ١٠ – ٧ تقديرات التباين الوراثي الاضافي والسيادي والنسب ل G^2D / G^2A الصفات في ثلاثة من الاصناف مفتوحة التلقيح (نقلا عن Robinson واخرين ١٩٥٥)

S^2D / S^2A	S^2D	S^2A	S^2D / S^2A	S^2D	S^2A	الصنف
عدد الكيزان			مواعيد التزهير			
0.02	0.008	0.023	0.02	0.08	4.3	jarvis
—	(-0.0277)	0.022	—	(-2.67)	7.5	Weekley
—	(-0.0160)	0.032	—	(-1.33)	4.1	Indian chief
ارتفاع الكوز			طول النبات			
0.59	9.7	16.4	20.2	8.2	36.4	jarvis
0.14	4.1	29.6	0.24	7.3	30.8	Weekley
—	(-2.0)	29.6	—	(-1.6)	33.18	Indian chief
			طول الكوز			
			0.11	2.0	0.15	jarvis
			--	(- 0.01)	0.13	weekley

نستنتج من هذه البيانات ان التباين الوراثي المضيف كان الاكثر اهمية من التباين الوراثي السيادي لكل الصفات تحت الدراسة ولكن الاخير كان مهماً لصفات الارتفاعات وصفة عرض الكوز.

وهذه الاتجاهات تؤكد اهمية دور التفوق بالنسبة لمحصول الذرة الشامية ، فقد درس Robinson، Sentz، Comstock ١٩٥٤ العلاقة ما بين درجات الخلط او عدم التجانس heterozygosis وشكل وراثة الصفات الكمية في الذرة الشامية

ومن المعروف نظريا ان العلاقة الخطيه تكون متوقعة في حالة ما اذا كان هناك استقلال لتأثيرات المواقع الوراثية وتكون هذه العلاقة كخط منحنى في حالة ما اذا كان هناك تفاعل بين المواقع الوراثية

اي انها غير مستقلة بل تتفاعل مع بعضها . وباستخدام خمسة مستويات من الخلط او عدم التماثل heterozygosis لمجموعتين من المواد او التراكيب الوراثية وجد أن خط العلاقة كان غير خطى non-linear اى كان خط منحنى مما يدل على تواجد حالة من التفوق او non allelic interaction ، وقد لوحظ ذلك لصفات محصول الكيزان لكل نبات – طول الكوز – عرض الكوز – النضج – ارتفاع النبات – ارتفاع الكوز. وقد تحصل Bamman عام ١٩٥٥ على نتائج مشابهة لصفات المحصول وارتفاع الكوز وعدد الصفوف.

وقد أوضح كل من Comstock, Robinson and Cocherham بأن التباين الراجع الى التفوق لا يمكن ان يزيد 1/10 من التباين الوراثي الكلي ولكن النتائج لم تكن قاطعة بشكل نهائي. ان مقارنة مقدار التدخل ما بين التباين البيئي × التباين الوراثي الإضافي بالتباين البيئي × التباين الوراثي غير المضيف هو من الامور الهامة جدا. Comstock , Robinson and Cocherham في عام ١٩٥٧ أوضحوا ان مقدار التداخل البيئي × التباين الوراثي غير المضيف يكون اكبر من مقدار التداخل للتباين البيئي × التباين الوراثي المضيف ولكن كل من Rajas and Sprague في عام ١٩٥٢ وجدا العكس ولم تكن بيانات كل Matzinger, Cockerham and Sprague 1959 ثابتة بل متقلبة او متذبذبة ، كذلك كانت البيانات المجمعة من نبراسكا لم تكن هي الاخرى ثابتة. وعموما الاتجاه العام من كل هذا يجعلنا نقول انه لا يوجد ثبات في النتائج بخصوص هذه النقطة ونحن نحتاج الى تأكيدات كثيرة وعديدة.

من المعروف ان التقدم المتوقع الحصول عليه في جيل واحد او في دورة واحدة هو داله لكل من درجة التوريث او الكفاءة الوراثية Heritability والفارق الانتخابي Selection deferential. Robinson 1949 وآخرين استخدموا بيانات لهجن الجيل الثاني وتوقع زيادة مقدارها ١٦ % لمحصول الحبوب وذلك باجراء الانتخاب في biparental progenies بين الـ ٥% للانسال عالية المحصول . وبالمثل فقد توقعوا ١١% زيادة باستخدام طريقة الكور للخط Ear- to- row كبرنامج من برامج التربية في الذرة الشامية. كذلك اوضح Comstock, Robinson and Harvey 1955 بأنه إذا كان مقدار التباين الوراثي المضيف يمثل الجزء الهام من التباين الوراثي الكلي ، فان الانتخاب داخل الصنف المفتوح سيكون فعالا . وقد أوضح Lonnquist 1951 في عام ان التحسين المتوقع في المحصول سيكون ١٥% ، ١٢%، ١٣% فى كل من الاصناف الاتية Jarvis, Indian Chief, Weekley على التوالي إذا ما استخدمت طريقة الانتخاب المتكرر للقدرة العامة على

الائتلاف. وقد لخص Comstock, Robinson and Cocherham 1957 بعض البيانات على التقدم الملموس او الفعلى نتيجة الانتخاب. ولقد كان الانتخاب يتم على أساس المحصول ما بين العائلات الأخوية Full- sib – families وذلك في دراسات خاصة بـ Mating Design –I والجدول التالي يوضح جانب من هذه الدراسة.

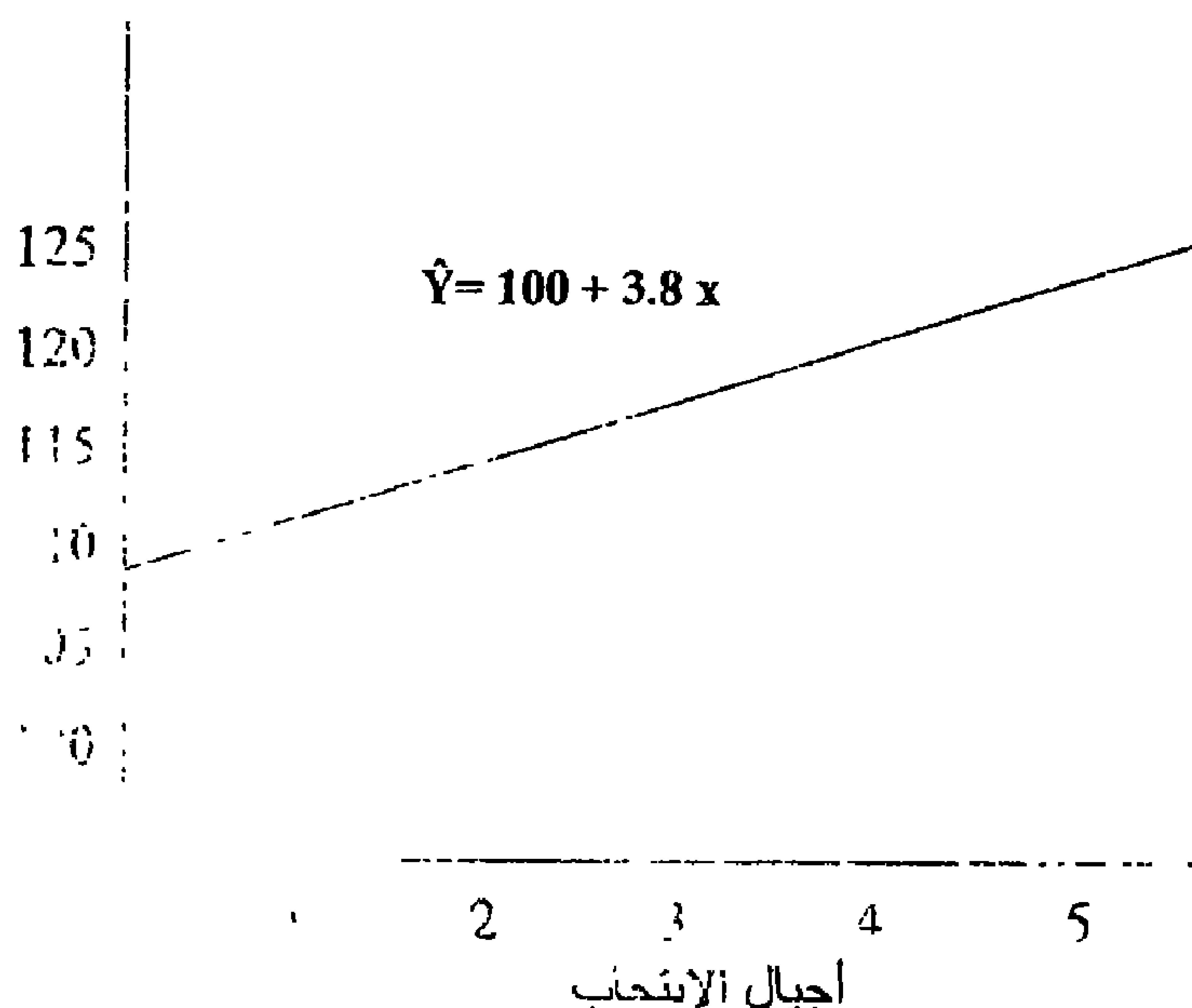
جدول ١٠ – ٨ الزيادة المحصولية الفعلية (% من المتوسط) والمتوقعة على أساس دراسات التباين الوراثي (نقلا عن Comstock واخرين ١٩٥٥)

العشيرة	دورة الانتخاب	الزيادة المتوقعة		الزيادة الفعلية
		الكلية	لدورة واحدة	الزيادة
Nc 34 x Nc 45	الاول	-4.00	-4.00	11.10
	الثانية	4.30	0.30	-12.60
C121 x Nc 45	الاول	9.70	9.70	5.10
	الثانية	14.80	5.10	11.30
jarvis	الاول	15.50	15.50	11.10
weekley	الاول	10.90	10.90	-11.00
Indian chief	الاول	9.50	8.50	8.30

وكما هو واضح فأن هناك تطابق لحد ما في الزيادة المتوقعة والفعلية.

وقد استخدم Gardner 1961 الدراسات الوراثية التي أجريت على صنف Hays golden وعمل توقع للزيادة المحصولية – فتوقع ٣،٥ % إلى ٤،٥ % لكل جيل وذلك بأستخدام طريقة الانتخاب الإجمالي وذلك على أساس متوسط محصول النبات الفردي ويوضح الشكل التالي نتائج خمسة اجيال من الانتخاب الإجمالي. وكانت الزيادة الفعلية تقدر ب ٣،٨ % لكل جيل. واوضحت البيانات الخاصة بالصنف Krug والتي جمعت من منطقتين عام ١٩٥٧ بأن الانتخاب المتكرر و الذي

أجراه Lonnquist كان فعالا حيث كانت الزيادة المتوقعة هي ١٠،٧ % ولكن تحصل بالفعل على ٤١،٦ % في الدورة الأولى.



في مصر، الروبي ونوار ١٩٧١ قدرا التباين الوراثي في احد [illegible] مريكي بذري تحت الظروف البيئية المختلفة الموسم الصيفي والنيلي) باستخدام [illegible] التاليين بعض النتائج المتحصل عليها من هذه الدراسة.

جدول (١٠ – ٩) تقديرات التباين الوراثي الإضافي S^2A والسيادي S^2D وتداخلها مع الظروف البيئية (مواسم الزراعة S^2As ، S^2Ds على التوالي والتباين الوراثي الكلي بصفة المحصول).

S^2 Ds	G^2As	S^2 G	S^2D	S^2A	الموسم	الصفة
-	-	3281	1277	2004	الصيفي	محصول النبات الفردي
-	-	2962	2936*	26	النيلي	
- 840	1386*	3961	2575*	-378	المشترك	

* معنوية عند 0.05% .

ويتضح من ذلك اثر العوامل البيئية على تغير القيم لصفة المحصول ولكن كان التباين الوراثى المضيف S^2A هو السائد في الموسم الصيفي في حين فى الموسم النيلي كان S^2D هو المهم ، وهذا يوضح دور التداخل البيئي الوراثي. عموما ، كان التباين الوراثي المضيف او الاضاقى هو الغالب لاغلب الصفات.

ويوضح الجدول التالي قيم الكفاءة الوراثية ومدى تغيرها تحت الظروف البيئية ويبين الجدول أيضا كيف أن الظروف البيئية تلغي تماما المكونات الوراثية في صفة التزهير للموسم النيلي.

جدول ١٠ – ١٠ تقديرات الكفاءة الوراثية في معناها الضيق بين العائلات الشقيقة مقدرة في موسمي الزراعة (صيفي ونيلي).

الصفة	الكفاءة الوراثية		التحليل المشترك
	الصيفي	النيلي	
محصول النبات الفردي	0.33	0.01	—
ارتفاع النبات	0.24	0.23	0.49
وزن الـ ١٠٠ حبة	0.71	0.44	0.64
ميعاد التزهير	0.22	0.00	0.00

ومن خلال هذه الدراسة امكن عمل توقع لمقدار التقدم الممكن الحصول عليه عند استخدام عدة طرق من الانتخاب وذلك لتحسين الصنف تحت الدراسة (الامريكاني بدري) وهذه النتائج موضحة في الجدول التالي (جدول ١٠ – ١١).

جدول ١٠ – ١١ مقدار التقدم المتوقع باستخدام عدة طرق من الانتخاب لتحسين صنف الامريكاني بدري.

طريقة الانتخاب	شدة الانتخاب	عدد السنوات لكل دورة	التقدم المتوقع لكل دورة	
			على أساس الدورة	على أساس السنة
الانتخاب الإجمالي	10	1	8.9	8.9
الانتخاب المتكرر	10	2	20.3	10.1
طريقة الكوز للخط	20	1	9.7	9.7
انتخاب العائلات الشقيقة	10	1	16.7	16.7

يتضح ان كل من الانتخاب الإجمالي وطريقة الكوز للخط كانت اكثر فعالية لزيادة المحصول بنسبة ٨،٩ ، ٩،٧ % لكل دورة على التوالي وهذه النتائج كانت متوافقة تماما على ما تحصل عليه الروبي ، خميس ١٩٧١ لنفس الصنف (امريكاني بدري).

الروبي وفتحي ١٩٧٢ استخدما DIII لتقدير التباين الوراثي ومتوسط درجة السيادة في F_2 لهجينين فردبين (هجين فردي ١٤)، (هجين ٣٤٠) من الذرة الشامية . وأجريت التهجينات الرجعية لكل عشيرة في تجربتين منفصلتين تحت كثافتي زراعة ١٥ ، ٢٠ ألف نبات للفدان . وتوضح النتائج أن تقديرات متوسط درجة السيادة قد اختلفت من صفة لاخرى ومن هجين إلى آخر، ففي الهجين الاول ولصفة محصول الحبوب كانت درجة السيادة من نوع السيادة الفائقة ، بينما أظهرت صفة طول الكوز سيادة كاملة إما باقي الصفات فكانت فيها سيادة جزئية وفي الهجين الثاني كانت درجة السيادة لمحصول الحبوب وطول الكوز فيها سيادة جزئية اما باقي الصفات فلم تظهر أي سيادة واستنتج بأن ظاهرة قوة الهجين لصفة محصول الحبوب ترجع بالدرجة الأولى إلى العوامل الوراثية السيادية كما انه لا يمكن استبعاد دور السيادة الفائقة كمسئولة عن ظاهرة قوة الهجين كذلك وجد ان الهجين الأول مناسب لبرامج التهجين حيث ان تقديرات متوسط درجة السيادة في هذا الهجين كانت مرتفعة عما في للهجين الثاني. ويوضح الجدول (١٠ – ١٢) جزء من هذه النتائج.

جدول ١٠ – ١٢ تقديرات متوسط السيادة (â) لستة صفات كمية في هجينين فرديين من الذرة الشامية

الصفة	هجين فردي			هجين فردي ٣٤٠		
	٢٠ الف	١٥ الف	مشترك	٢٠ الف	١٥ الف	مشترك
محصول الحبوب لكل نبات	1.45**	1.38**	1.50**	0.81**	0.72**	0.67**
نسبة محصول الكوز الثاني	0.47**	0.48*	0.45**	0.56*	0.10	0.29
نسبة النباتات الحاملة للكوز الثاني	0.45*	0.80**	0.53**	0.46**	o.38	0.27
عدد الصفوف	0.40**	-----	-----	0.36**	-----	-----
طول الكوز	1.51**	0.96**	1.27**	0.47**	1.07**	0.31
ارتفاع النبات	0.74**	0.83**	0.67**	0.50**	0.00	0.31

الروبي وعبد الرحمن ١٩٧٠ في دراسة على قوة الهجين والقدرة على الخلط في هجن الذرة الشامية الصنفية بأستخدم تصميم (Gardner method) - Diallel cross ما بين ٧ أصناف هي:

Alex l, A.E, G.baladi, jellicorss, Weekley, A3 and B (w)

وقد أوضحت النتائج أن الاختلافات الراجعة إلى تأثر القدرة العامة على الخلط او الائتلاف كانت اكبر من اثر أهمية الاختلافات الراجعة إلى القدرة الخاصة على الخلط . كذلك ولم تتأثر القدرة العامة على التالف بكل من السنوات او المواسم والمناطق الزراعية فقد كانت غير ثابتة من منطقة لأخرى ومن سنة لأخرى. كما بينت النتائج ان صنفي إسكندرية وأمريكاني بدري لهما قدرة عامة عالية على الخلط او الائتلاف ، كما توجد قدرات خاصة على التالف بين كل من ($Alex \times A_3$) ، (AE × Bw) . كما وجد تلازم قوي بين القدرة العامة على الخلط او الائتلاف والمحصول النسبي للصنف وان معامل التلازم كان 0.9 . واوصت الدراسة بعمل برامج تربية محددة لهذه الأصناف ، حيث اقترحت تحسين صنفي Alex1 ، A.E عن طريق الانتخاب الإجمالي والانتخاب المتكرر للقدرة العامة على الخلط وذلك للاستفادة من التأثيرات الإضافية . إما الهجن الصنفية $Alex \times A_3$ ، A.E × Bw فيمكن تحسينها عن طريقة الانتخاب المتكرر العكسي.

ويوضح الجدول رقم (١٠- ١٣) متوسطات قوة الهجين للآباء السبعة على أساس متوسط الأبوين والأب الأعلى والأب الثابت.

جدول ١٠ – ١٣متوسط قوة الهجين على أساس متوسط الابوين (M.P) والأب الأعلى (H.P) والأب الثابت (C.P) لصفة المحصول فقط.

الاصناف	M.P	H.P	C.P
Alex 1	5.60	-2.40	-1.40
A.E	4.50	-2.80	-1.60
B (w)	4.50	-1.80	10.10
A3	5.20	-0.70	4.90
G.B	4.80	1.50	11.50
weekley	9.90	2.60	19.10
Jell .	10.20	2.80	19.40
المتوسط	6.40	-0.80	7.20

ويمكننا مقارنة هذه النتائج بما تحصل عليه بعض الباحثين كما ورد فى جدول رقم (١٠ – ١٤) وتعتبر القيم المتحصل عليها في هذه الدراسة بالنسبة للأب الأعلى اقل النسب من بين ما عرض فى دراسات للباحثين الآخرين.

جدول ١٠ – ١٤ ملخص لمتوسطات قوة الهجين لبعض الباحثين

الباحثين	عدد الهجن	متوسطات قوة الهجين بالنسبة إلى		
		متوسط الأبوين	الأب الأعلى	الأب الثابت
Robinson etal (1956)	15	20.0	11.5	–
Lonnquist & Gardner (1961)	66	8.5	2.8	9.9
Excluding 2 syn.var	45	7.2	-1.0	8.9
Excluding 2 sy. Var and lancaster	36	-4.0	2.3	4.1
Paterniani & lonnquist (1965)	63	-0.3	- 14.0	–
Hallauer & Eberhart (1966)	36	11.0	- 6.0	12.0
Hallauer & Sears (1968)	36	9.8	4.2	–
الدراسة السابقة	21	6.4	- 0.8	7.2

الروبي وآخرين ١٩٧٨ قارنوا ما بين فعالية تصميم S_1line and D I لتقدير المكون الإضافي في صنف امريكانى بدري . ومن هذه المقارنة اتضح انة فى طريقة S_1line كانت العوامل الوراثية المضيفة معنوية لصفات المحصول وطول الكوز وعدد الصفوف ووزن المائة حبة . وبالنسبة لطريقة DI كانت هناك معنوية لارتفاع النبات وطول الكوز ووزن المائة حبة وميعاد التزهير. وبالنسبة للتقدير العام للتباين الوراثي، كانت طريقة S1 أعلا في قيم التقدير عن طريقة DI . كذلك كانت قيم درجات التوريث او الكفاءة الوراثية في S_1 أعلا منها في طريقة DI . وكان التباين الإضافي هو الغالب لصفات عدد الصفوف ووزن المائة حبة . والتباين السيادي هو الغالب لارتفاع النبات وطول الكوز وميعاد التزهير . واوضحت النتائج ان عدم عشوائية التلقيح في DI هي السبب في انحراف القيم وان طريقة S_1 تتيح الانتخاب بين أفراد العشيرة الأصلية ولذا كانت اكثر كفاءة عند إجراء عمليات التحسين ويوضح الجدول رقم (١٠ – ١٥) بعض من هذه النتائج.

جدول رقم ١٠ – ١٥ التباين الوراثي الكلي (S^2G) ، التداخل S^2Gy والكفاءة الوراثية

الصفة	S^2G		S^2Gy		H^2	
	S_1	D_1	S_1	D_1	S_1	D_1
محصول النبات الفردي	1218.00 **	-58.00	18.43	1846	0.51	0.00
ارتفاع النبات	1.70	39.80**	-11.50	-131.4	0.03	0.00
ارتفاع الكوز	-8.20	38.02	-16.90	66.34	0.00	0.00
طول الكوز	4.38**	1.25**	0.41	0.07**	0.83	0.06
عدد الصفوف	0.48**	-0.12	-0.23	0.25**	0.61	0.31
وزن ١٠٠ حبة	- 0.37	1.89**	8.79**	21.47**	0.00	0.14
ميعاد التزهير	0.10	1.11**	0.24	-1.20	0.05	0.00

الروبي واخرين ١٩٧٨ في دراسة أخرى على نفس الصنف ولكن باستخدام DII في التقدير.وقد أوضحوا أن S^2A كانت معنوية عن S^2D لكل الصفات فيما عدا صفة ارتفاع النبات وارتفاع الكوز في حين كانت S^2D معنوية لكل الصفات وان S^2DLY كانت أعلا من S^2ALY. وقد استخدمت مكونات التباين الوراثي والبيئي لتقدير التقدم المتوقع باستخدام طريقة انتخاب العائلات الشقيقة F.S، H.S ، Progeny test ، وقد اتضح من ذلك ان هناك فعالية للتقدم للانتخاب نحو التحسين بطريقة F.S عن الطريقتين الاخرتين يليهما مباشرة طريقة Progeny test ثم طريقة H.S .

الارتباط الوراثي Genotypic correlation ما بين الصفات الكمية وبعضها البعض في محصول الذرة الشامية كان قد سجل من قبل كل من Robinson, Comstock and Harvey 1951 . ولقد كانت معظم الصفات مرتبطة ارتباط موجب وعالي مع صفة المحصول فهي كمتوسط عام كانت 0.45 لصفة عدد الكيزان للنبات ، 0.48 لارتفاع الكوز ، 0.38 لارتفاع النبات ولم يلاحظ أي علاقة سالبة في موضوع الارتباط هذا بصفة عامة.

الارتباط المظهري والوراثي يوضحه الجدول التالي (رقم ١٠ -١٦) كجزء من دراسة الروبي ونوار ويوضح هذا مدى التباين الوراثي الاضافي وهذا ما جعلنا نحسب الارتباط الوراثي الاضافي على اساس تواجده بصورة رئيسية في الموسم الصيفي فقط .

جدول ١٠ – ١٦ تقديرات الارتباط الوراثي الإضافي والمظهري لصفة المحصول مع الصفات الاخرى

الصفة	الارتباط الوراثي الإضافي	الارتباط المظهري
ارتفاع النبات	0.49	0.41**
ارتفاع الكوز	0.38	0.29**
طول الكوز	0.37	0.51**
عدد الصفوف	0.24	0.17**
وزن الـ ١٠٠ حبة	0.29	0.32**
ميعاد التزهير	-0.03	0.11

ويلاحظ أن الارتباط الوراثي الإضافي ما بين المحصول والصفات الأخرى لم يكن معنويا بل كان سالبا مع صفة ميعاد التزهير في حين كان الارتباط المظهري بين المحصول والصفات الأخرى معنويا ماعدا لصفة ميعاد التزهير.

ومن الموضوعات الهامة هي استخدام التباين المظهري والوراثي والتغايرات Covariances المظهرية والوراثية لعمل دلائل الانتخاب او Selection index لعمل توقع للتقدم الناتج من جراء تطبيق الانتخاب Expected gain from selection كذلك إجراء مقارنة بين الطرق الاعتيادية وهذه الطريقة وهى الأكثر فعالية لتحسين القدرة المحصولية. وقد نوقشت هذه النقطة كثيرا ولكن يمكن القول بان هناك زيادة متوقعة قد تصل الى ٣٠% عند استخدام Selection index .

وبعد استعراض كل ما سبق ، يمكننا عمل تلخيص عام وشامل لكل البحوث التي اجريت في هذا المضمار وهي كالآتي:

١- البيانات الخاصة بالتباين الوراثي الإضافي أوضحت ان هذا التباين هو السائد في اغلب الأصناف مفتوحة التلقيح ولهذا أهميته القصوى في تنفيذ برامج الانتخاب. وبناءا على ذلك يكاد يكون هناك تطابق بين التقدم المتوقع والتقدم المتحصل عليه فعليا نتيجة تطبيق طرق الانتخاب المختلفة.

٢- أهمية التباين الوراثي السيادي تتضح في ان التأثير السيادي موجود في بعض المواقع وهذه الأهمية تكون ذات قيمة ما ويتوقف ذلك على المقدار من المواقع الوراثية المشتركة والتي تحوز على هذا التأثير. كذلك فالتقديرات العالية من درجة السيادة في مدى السيادة الفائقة والمتحصل عليها في هجن

الجيل الثاني يمكن تعديلها بوجود المجاميع الجينية المرتبطة LInkage of genes ولا ينطبق هذا على السيادة الجزئية والسيادة. وبعبارة أخرى نقول ، ان الانحرافات العالية في قيم السيادة الفائقة يمكن تعليلها بوجود الارتباط بين الجينات وبالمثل نتائج F_1 وأيضا F_2 والناتجة من تهجين سلالات اجرى عليها الانتخاب بشدة highly selected . وقد أوضحت التحليلات في هذا الصدد والتي أجراها Hill بواسطة طرق الارتداد ان الانحرافات في قيم السيادة ترجع الى وجود linkage والتفوق Epistasis على ان السيادة الفائقة يمكن ان يتواجد لها تأثيرات في بعض المواقع ولكن لا يعتقد ان لها اهمية عالية في قوة الهجين في محصول الذرة بالذات.

٣- مع وجود البيانات المحدودة والغير كاملة عن التباين التفوقي epitasis variance فلم يكن له دور مهم في التباين الوراثي الكلي في محصول الذرة ، وعلى الجانب الأخر فالتراكيب الجينية التفوقية في السلالات يمكن ان تكون ذات أهمية في ظهور قوة الهجين في هجن الجيل الاول.

٤- ليس هناك شك في ان التداخل البيئي يعمل على انحراف قيم مكونات التباين الوراثي ، والبيانات الخاصة بتداخل التباين الإضافي مع الظروف البيئية وتأثيرات التباين غير الإضافي مع الظروف البيئية غير مؤكدة وتحتاج الى تأكيدات كثيرة.

٥- لعل مجال الاستفادة بمكونات التباين الإضافي السابق عرضها يكون في تجارب الانتخاب ويكون الغرض منه ضبط وتحديد فعالية وشدة الانتخاب في بعض الأصناف . كذلك يمكن استخدامها مع الإرتباط الوراثي Genetic correlation في الأصناف مفتوحة التلقيح في مجال selection index أي في دلائل الانتخاب.

٦- بالنسبة لمكونات التباين الوراثي الغير إضافي non additive ، نستطيع ان نقول بان بعض المواقع الوراثية يمكن ان يحوز على over dominance أي سيادة فائقة وحيث ان معرفتنا عن التفوق قليلة حتى الآن فيمكن القول بان هذه العوامل تلعب دورا هاما ورئيسيا في عمليات التهجين لبرامج تربية الذرة الشامية.

ونود ان نشير الى ان بعض استخدامات الانتخاب الإجمالي mass selection والانتخاب الدوري للقدرة العامة على الائتلاف او الخلط في الأجيال الأولى من الانتخاب كان الغرض منها هو زيادة التكرار الجيني للجينات المرغوبة . كذلك ثبت فعالية طرق الانتخاب المتكرر العكسي والمقترحة من قبل كل من Comstock, Robinson, Harvey عام ١٩٤٩ في برامج تربية الذرة الشامية.

١٠ – ٣ – ملخص عام لمكونات التباين الوراثي ودرجة السيادة وقيم المكافئ الوراثي

قدم Hallauer and Miranda 1988 ملخص عام لمتوسطات عدد وافر من الدراسات المتعددة المصادر العلمية. ويوضح الجدول التالي نتائج هذه الدراسات لتسعة عشرة صفة لمكونات التباين المضيف والسيادي والنسبة بينهما وأخطائها القياسية وقيم المكافئ الوراثي.

جدول ١٠ – ١٧ ملخص عام لتسعة عشر صفة لمتوسط تقديرات مكونات التباين المضيف والسيادي والنسبة بينهما وأخطائها القياسية وقيم المكافئ الوراثي (عن هالاور وميراندا ١٩٨٨).

Trait	σ^2A	$SE(\sigma^2A)$	σ^2D	$SE(\sigma^2D)$	σ^2D/σ^2A	h2(%)	No. estimates
Yield, g	[illegible]	[illegible]	286.8	210.0	0.9377 * (0.6113)	18.7	99
plant height, cm	212.9	[illegible]	36.2	46.5	0.5338 (0.1700)	56.9	45
Ear height,cm	152.7	35.5	11.1	36.5	0.3741 (0.2324)	66.2	52
Number of ear (×103)	15.9	13.2	11.8	9.9	0.4366 (0.2875)	39	39
Ear lengh, cm (×102)	152.4	37.8	50.4	47.3	0.3746 (0.2480)	38.1	36
Ear diameter, cm (×102)	4.6	1.1	0.9	1.1	0.3269 (0.2391)	36.1	35
Kernel-row number (×102)	189.0	45.5	14.5	77.8	0.1774 (0.2407)	57	18
Kernel weight, g	34.9	8.5	9.5	9.4	0.5544 (0.2435)	41.8	11
dayes to flower	4.0	0.9	-0.1	0.9	0.6598 (.......)	47.9	48
Grain moistur%	7.2	1.7	0.5	2.5	0.480 (0.2361)	62	4
Oil,%(×102)	82.2	15.6	8.7	8.8	0.1808 (0.1897)	76.7	4
lodging, %(×103)	126.1	33.6	-30.2	42.2	0.0265 (........)	-	5
number of tillers (×102)	26.9	6.0	-1.6	-	0.1850 (......)	71.9	5
Kernel depth (×103)	18.7	4.2	5.0	3.6	0.5114(0.2673)	92.2	7
Gob diameter (×103)	16.6	2.8	3.4	3.0	0.2131 (0.2048)	37	6
Husk extension (×102)	54.8	10.4	25.2	14.4	0.4598	49.5	3
Husk score (×102)	65.2	1.0	20.4	12.9	0.3128	35.9	3
Flag leaf number (×102)	67.8	-	18.0	-	0.2654	-	1
Flag leaf lenth (×102)	154.0	-	58.6	-	0.3805	-	1

*** نسب متوسط تقديرات التباين المضيف إلى السيادي**

ويمكن تلخيص النتائج فى النقاط التالية :

١ ـ كان التباين الوراثي المضيف هو السائد والمهم في وراثة جميع الصفات .

٢ ـ كانت قيم درجات السيادة في مدى السيادة الجزيئية لجميع الصفات .

٣ ـ تراوحت قيم المكافئ الوراثي او درجة التوريث من ١٨،٧ % لصفة المحصول الى ٧١،٩ % لصفة عدد الخلف . وكانت القيم مرتفعة لصفات ارتفاع النبات والكوز وعدد حبوب الصف وميعاد التزهير للنورة المؤنثة والنسبة المئوية للرطوبة والنسبة المئوية للزيت وعدد الخلف. وكانت متوسطة لصفات عدد الكيزان / للنبات وطول وقطر الكوز ووزن الحبوب وأغلفة الكوز. وكانت منخفضة او منخفضة للغاية لبقية الصفات الأخرى وخاصة صفة المحصول ، وهذا متوقع . ولقد حظيت صفات المحصول بالعدد الوافر من الدراسات وتلاها صفات ارتفاع النبات والكوز وميعاد التزهير .

١٠ -٤ مكونات التباين الوراثي في البرسيم الحجازى Genetic Parameters in Alfalfa

مما لاشك فيه ان هناك تطابق ما بين النتائج المتحصل عليها في محصول الذرة الشامية ومحصول البرسيم الحجازي في كونهما محصولين من المحاصيل مفتوحة او خلطية التلقيح وان كان لمحصول البرسيم الحجازي بعض المشاكل الخاصة واهمها مشكلة العقم ومشكلة autoteraploid . وان كان هناك كثير من الصفات الوصفية تتوارث على هيئة diploid وان quadrivalent pairing أي الازدواج للكروماتيد ات الاربعة في الانقسام الميوزي لم تلاحظ في هذا الصدد فى الكثير من الخلايا التي اختبرت

Hanson1951 أوضح ان اقل من ١٠ % من الخلايا تحتوي على واحدة او اكثر من كروماتيدات رباعية quadrivalents بالرغم من ان أول من سجل ذلك Grunp عام ١٩٥١ حيث اثبت ان ٤٠ % من العينات المدروسة تحوز على واحدة أو اكثر من هذه الكروماتيدات الرباعية.

الدراسات على الصفات الوصفية اثبتت ان كل من tetrasomic ، disomic يمكن ان تتوارث وهذا ما اوضحه كل من Wilis , Dudley عام ١٩٠٧ كذلك 1956 Olelemyer وكذلك Stanfard عام ١٩٥٦ وكذلك Jwamley. ولا يوجد هناك تاكيدات كثيرة لاثبات ان الجينات المتعددة polygenes هي المتحكمة في الصفات الوصفية وفي سلوك tetrasomic ، disomic وايضا لا يوجد تاكيدات واضحة ومحددة في توارث هذين الطرازين السابقين بشكل عام وقاطع .

كذلك فان تطبيق النظرية الوراثية الاحصائية على polyploids تكون اكثر تعقيدا عنه في حالة diploid وبناء على ذلك فسوف نتوقع ان تكون هناك اختلافات في القيم الوراثية المتوقعة

Genetical expectations في الحالات المختلفة من polyploids . فضلا عن ان هناك مشاكل أخرى خاصة بعملية الانعزال Segregation على مستوى الكروموسومات او على مستوى الكروماتيدات.

وطالما لم يتاكد دور polygenes في توارث صفة مثل المحصول والصفات الأخرى في البرسيم الحجازي وخاصة سلوك disomic ، tetrasomic فان شمولية واتساع الدراسات لمكونات التباين الوراثي سوف يحتاج الى وقت لتحسين نظرية polyploids وذلك للحصول على معلومات وراثية أساسية وواضحة بخصوص هذه المحاصيل.

وقد لاحظ Comstock and Robinson 1952 حالات intra allelic gene interaction أي حالات السيادة وهذه تكون اكثر توزيعا او تكرارا في التباين الوراثي بين العائلات الغير شقيقة half- sib families وفي الانسال المتعددة (polyprogenies).

وفي دراسات أخرى قام بها kempthrone 1955، 1957 على دراسة العلاقة ما بين الأقارب في حالات التضاعف الذاتى autotetraploid . وقد اثبت النتائج بانه بالنسبة للموقع الوراثي الواحد الانعزالي فان تغاير الآباء – الأبناء يساوي $1/2\ S^2A + 1/6\ S^2D$ وان التغاير ما بين العائلات غير الشقيقة (التباين ما بين انسال poly cross) يساوي $1/4\ S^2A + S^2D / 36$.

Kehr, Gardner 1960 استخدما الصنف Ranger alfalfa لتقدير مكونات التباين الوراثي في محصول العلف ومعرفة مدى امكانية تحسين هذا الصنف . وقد اختاروا عينة ثابتة وهذه زرعت في تكرارات لها نفس عدد clones وانسالها أي poly cross progenies . وقد سجلت بيانات محصول العلف بالطن لكل ايكر فسرت النتائج على أساس انه حالة من حالات التضاعف diploid. ويوضح الجدول التالي نتائج هذه التجربة وقد كان طول الخط في كل مكررة ١ قدم.

جدول ١٠ –١٨ نتائج مكونات التباين الوراثي للصنف Ranger alfalfa

التجربة	مكونات التباين الوراثي				الكفاءة الوراثية (polygey mean)	التقدم المتوقع للتحسين بتطبيق الانتخاب
	الكلي	S^2A	S^2D	S^2D/S^2A		
في حالة عدم الري	0.104	0.035	0.069	1.97	0.25	8.8
في حالة الري	0.289	0.104	0.185	1.78	0.28	8.5

يتضح من هذه التجربة اهمية الجزء غير الإضافي في مكونات التباين الوراثي الكلي .

وقد اجرى kehr 1961 مقارنة ما بين القدرة العامة والخاصة على الائتلاف بين ستة clones من البرسيم الحجازي وقد أكدت هذه الدراسة ما جاء في الدراسة السابقة والتي اجراها هذا الباحث مع Gardner وقد امكن تقدير التباين الوراثي المضيف $S^2A = 4S^2g$ والتباين الوراثي السيادي $S^2D = 4S^2g$ على التوالي . وبافتراض توارث حالات التضاعف diploid inheritance وبانعدام حالة التفوق فقد كانت القيم كالآتي $S^2A = 0.0108$ ، $S^2D = 0.0732$ والنسبة بينها كانت 6.8 %. وقدرت الكفاءة الوراثية على اساس متوسطات النسل بهذه الصورة :

$$H= \frac{G^2A}{G^2g + G^2S + [(G^2gr + G^2sr)/r] + [(G^2gy + G^2sg)/r] + (G^2/ry)}$$

حيث ان r = مكررات ، y = سنتين وعند حسابها بالنسبة لخمس مكررات كما هو الحال في حالة تجارب kher، Gardner وجد انها تساوي ٢٦،٣ وهي متوافقة تقريبا مع النتائج السابقة بل تكاد تكون متطابقة مع بعضها البعض. وقد امكن حساب درجات التوريث او الكفاءة الوراثية باستخدام مكونات التباين الوراثي بين الهجن والتداخل بين الهجن مع المكررات مع السنوات . ومع افتراض توارث diploid وبغياب التفوق فان مكونات معادلة درجة التوريث سوف تصبح $5/14\ G^2A + 1/4\ G^2D$ والمعادلة تلك هى التي استخدمها تقريبا لكل الهجن الفردية . وكانت $G^2g \times y = 0.003$، $G^2sy = 0.007$.

في استراليا ، Marly, Daday and seak 1957 في دراسة على محصول Medigaco Sativa أكدت بعض الدراسات الوراثية التى اجروها على توارث بعض الصفات الكمية بأن النسبة G^2D/ G^2A كانت 1.25 بالنسبة للمحصول الصيفي في حين لمحصول الشتاء كانت 0.51 وعلل انخفاض قيم الشتاء بان النباتات دخلت في هذا الطور فى دور السكون.

Marley, Heinrichs(1960) عدل DI والمقترح من قبل بواسطة Kempthorne (1957) وذلك لتحليل التباين الوراثي في صفة الجذور الزاحفة the creeping roots وصفة تحمل الصقيع في البرسيم الحجازي Alfalfa . وقد كان التباين الوراثي الإضافي لصفة الجذور الزاحفة هي السائدة ولكن درجة التوريث فقط كانت ٢٠ % واما لصفة تحمل الصقيع فكان التباين الوراثي المضيف غير مرتفع القيمة لدرجة ان الصفة لم تستجب حتى للانتخاب الإجمالي. الارتباط الوراثي

ما بين صفة تحمل الصقيع وصفة الجذور الزاحفة فكان 0.38. وطالما ان صفة تحمل الصقيع كانت صفة يعمل عليها الانتخاب المتتالي سواء الانتخاب الصناعي او الطبيعي فهذا متوقع في ان تكون قيم التباين الوراثي المضيف منخفض لها ، في حين كانت صفة الجذور الزاحفة عكس ذلك تماما ، وانخفاض قيم الارتباط يدل على ان الانتخاب لصفة الجذور الزاحفة لم يتم حتى ولو بطريق غير مباشر الامر الذي انعكس على ارتفاع قيمة التباين الوراثي المضيف لهذه الصفة. وهذه النتائج متوافقة تماما مع ما تحصل عليه Sprague, Tatum عند تقيم هذه المكونات الوراثية تحت ظروف الانتخاب من عدمه.

Cocherham . Hooin , Graumaun , Kehr, Davis, Elling and Hanson (1960) في دراسة لمقارنة القدرة العامة والخاصة على الائتلاف في محصول البرسيم الحجازي بالنسبة لقوة البادرات وقوة النمو الكلية في عدة سنوات ، استخدموا ١٤ سلالة من ثمانية ولايات امريكية والمختلفة بيئياً . وادخلت هذه في تهجينات تبادلية Diallel cross لقياس وتقدير الصفات السابقة ويوضح الجدول التالي نتائج هذه التجربة مضافا اليها تجربة اجراها Kehr ١٩٦١ لنفس الصفات وبإضافة صفة rate of recovery (معدل التغطية).

جدول ١٠ – ١٩مكونات التباين الوراثي لعدة صفات فى محصول البرسيم الحجازى للتجارب السابقة لعدد من الباحثين.

kher			Cocherham, et al		المكونات الوراثية G^2
Full growth habit	Spring growth habit	Rate of recovery	Full growth habit	قوة البادرات	
0.212	0.071	0.444	4.440 **	6.440 **	G^2A
0.163	0.956	0.326	0.680	1.200 **	G^2D
0.770	13.510	0.740	0.150	0.190	G^2D/ G^2A

ويبدو من هذه التجربة ان التباين الوراثي المضيف هو الغالب عن التباين الوراثي الغير مضيف وذلك بالنسبة لاغلب الصفات ، في حين كان التباين الوراثي غير المضيف هو السائد فقط في حالة قدرة او قوة النمو الربيعي . ويمكن القول بأن انخفاض قيم التباين الوراثي الغير مضيف كما فسرة

Chocrham etal يرجع الى diverse sources of germplasm أي الى تباين او تباعد مصادر تركيب السلالات المختارة للدراسة في ولاية نبراسكا في الولايات المتحدة الأمريكية. ويهمنا ان نذكر إنهما في ١٩٥٩ قد قدرا التباين الوراثي بين ٣١ سلالة من smitchgrass (paniaum virgatnum) ويوضح الجدول التالي نتائج هذه التجربة وقد قدرت مكونات التباين الوراثي المضيف على أساس مضاعفة قيمة التغاير بين الانسال والأباء والتباين الوراثي الكلي على أساس تقدير التباين بين الأباء ودرجة التوريث قدرت على أساس مضاعفة قيمة الارتداد بين الأباء والأبناء ويلاحظ من هذه البيانات ارتفاع القيم في الطراز الثاني Forage type2 بالنسبة لـ G^2A وان التباين الوراثي الكلي في Type I كان أعلا من Type2 ولم يوجد تعليل مقنع لذلك بخصوص هذه الانحرافات ولكن نقول ان تأثيرات التباين الوراثي المضيف وغير المضيف غير واضحة او غير محددة . ويعتقد ان تقديرات Type 1 على اية حال اكثر واقعية واكثر تناسقا . وقد كان التحسين المتوقع نتيجة تطبيق الانتخاب expected gain from selection متوافقا مع هذه البيانات . وكان هناك صعوبة في عمل selection index وذلك بسبب ان علاقات الارتباط كانت سالبة بن الصفات المختلفة.

١٠ ٤ مكونات التباين الوراثي في محاصيل العلف Genetic parameters in forage grasses

كما هو الحال في محصول البرسيم الحجازي ، نجد هنا في حشائش العلف المختلفة نفس المشاكل . و درجة التوريث قدرت على أساس مضاعفة قيمة الارتداد بين الأباء والأبناء ويلاحظ من هذه البيانات ارتفاع القيم في الطراز الثاني Forage type2 بالنسبة لـ G^2A وان التباين الوراثي الكلي في Type I كان أعلا من Type2 ولم يوجد تعليل مقنع لذلك بخصوص هذه الانحرافات ولكن نقول ان تأثيرات التباين الوراثي المضيف وغير المضيف غير واضحة او غير محددة . ويعتقد ان تقديرات Type 1 على اية حال كانت اكثر واقعية واكثر تناسقا . وقد كان التحسين المتوقع نتيجة تطبيق الانتخاب expected gain from selection متوافقا مع هذه البيانات . وكان هناك صعوبة في عمل selection index وذلك بسبب ان علاقات الارتباط كانت سالبة بن الصفات المختلفة.

جدول ١٠ ـ ٢٠ تقديرات مكونات التباين الوراثي والكفاءة الوراثية لبعض الصفات الكمية في Smitchgrass

الصفات	شكل او طراز الحشة	مكونات التباين الوراثي			سيادي/ إضافي	الكفاءة الوراثية	
		الكلي	الإضافي	سيادي		ارتداد الأبناء على الآباء	على أساس مكونات التباين
ارتفاع الورقة	1*	24.20	17.00	7.20	0.42	0.24	0.46
	2	21.40	64.00	—	—	1.37	1.32
ارتفاع النبات	1	82.20	81.00	1.20	0.01	0.63	0.75
	2	74.10	104.00	—	—	1.17	1.33
محصول البذور	1	-0.67	22.00	54.00	2.44	0.14	0.09
	2	48.90	43.00	6.00	0.12	0.65	0.40
المحصول الكلي	1	0.0462	0.14	0.0318	2.21	0.18	0.40
	2		—	—	—	0.52	0.91

(نقلا عن Newell and Eberhart ١٩٦١). *(١) صغيرة زرقاء مخضرة الشكل. (٢) متوسطة الطول زرقاء مخضرة الشكل.

و يوضح الجدول التالي تقديرات الكفاءة الوراثية في Sondblestem (Andropogon hallu, Hack) والتي قدرها Kneelone في عام ١٩٥٨ حيث استخدم طريقة تحليل التباين وطريقة الارتداد ما بين الأبناء و الآباء وتوضح النتائج ان:

طريقة التقدير	ارتفاع النبات	قطر الساق	الورقة %	للبروتين في الاوراق %
من مكونات تباين الآباء	0.80	0.42	0.56	0.51
من مكونات تباين الأبناء	0.80	0.26	0.57	—
من ارتداد الأبناء على الآباء	0.53	0.28	-0.25	—

بالنسبة لصفة ارتفاع النبات ، يمكن ان يكون الانتخاب فعالا فيها ولصفة قطر الساق من الصعب ان يكون الانتخاب فعالا لتحكم ظروف اخرى في هذه الصفة خاصة عن النباتات في وحدة المساحة

عموما هذه البيانات تؤكد على اهمية دور التباين الوراثي المضيف وهذا ما اكدته التحليلات في محصول العلف Bramgrass.

وهناك عدة دراسات قام بها كثير من الباحثين مثل M.c Donald E.D, Kotton R.R, Wilise M.G(1952) Hawk V.B and Olilose, C.P (1952), Nelson A.K and Kalton K.R. (1959) ، حيث استخدموا الارتداد ما بين الاباء والابناء لقياس الكفاءة الوراثية وقد تراوحت ما بين ٠،٢٢%، ٠،٣٤% لصفة المحصول و ٠،٤٣ % لصفة طول النبات، ٠،٣٢% ولدرجة الانبساط او الامتداد وهذه سجلت من قبل Mc. Donald واخرين، ٠،٣٢% لصفة محصول البذور، ٠،٦٧%. لوزن البذور، ٠،٨٣% لدليل الخصوبة Fertility index ٠،٣٨% لعدد السنيبلات وهذه سجلت من قبل Nielson and kalton ، وقد اوضح هذين الباحثين ان الارتباط الوراثي كان ٠،٧٥% ما بين محصول الحبوب وعدد السنيبلات٠،٥٦% لمحصول الحبوب ودليل الانتخاب، ٠،٠٠٤% لمحصول الحبوب ودليل الانتخاب، ٠،٠٠٤% لمحصول الحبوب ووزن البذور.

Timothy, Thomas and kernkamp (1959) في دراسة لهم على القدرة على الائتلاف بعد اختيارهم خمسة اصناف في تهجينات تبادلية diallel cross وفي صورة هجن ناتجة من poly progenies أي في صورة هجن متعددة. وكانت قدرة الائتلاف العامة اكثر اهمية من القدرة الخاصة على الائتلاف لصفة محصول العلف ومحصول البذور والعكس تماما كان لصفة ارتفاع النبات وهذا يعني ان الانتخاب سيكون غير مجدي في هذه الصفة مما يشكل تعارض مع نتائج الصنفين السابقين.

Kalton, Smith and leffel (1952) درسوا الكفاءة الوراثية بالمعنى الواسع وذلك ما بين الاباء parent colones ونسل S_1، فكانت القيم منخفضة لصفات عدد السنيبلات والمحصول ، اما الصفات الورقية وارتفاع النبات فقد حازت على قيم متوسطة. وفي الدراسة الخاصة با لهجن التبادلية Dialled cross والتى اشتملت على ١١ سلالة حسبت الكفاءة الوراثية بالمعادلة التالية على اساس المتوسط $H_1 = 2G^2g / 2G^2g + G^2s + G^2e \times 100$

وقد استعانوا ايضاً بدراسات Rojas & Sprague عام ١٩٥٢ والتى خلصت بأن $G^2g = 1/2G^2A$ ، $G^2s = G^2D$ وذلك في حالة disomic inheritance مع غياب التفوق وفي حالة السلالات المتماثلة وراثيا . اما في حالة السلالات الغير متماثلة او في حالة non - inbreed lines فان $G^2g = 1/4\ G^2A$ ، $G^2s = 1/4\ G^2D$.

وبناء على ذلك يمكن وضع معادلة جديدة كما يلي:

$$H_2 = 4\,G^2g / 4\,G^2g + 4\,G^2s + G^2e$$

$$H_2 = \frac{4\,G^2g}{4\,G^2g + 4\,G^2s + G^2e} \times 100$$

والجدول التالي يوضح نتائج استخدام المعادلتين

جدول ١٠ – ٢١ الكفاءة الوراثية لعدة صفات مقدرة بطريقتين.

الصفة	H_1	H_2
قوة النمو الربيعية	51.1	22.9
الاصابة المرضية	37.6	36.2
ميعاد التزهير	52.6	-71.0
عدد السنيبلات (متوسط سنتين)	42.3	57.3
محصول العلف الاخضر (متوسط سنتين)	21.1	28.4

واظهرت النتائج بأن لتداخل ما بين القدرة العامة والقدرة الخاصة مع السنوات كان متساوياً بالنسبة لصفة محصول العلف الاخضر ولكن في حالة عدد السنيبلات كان تداخل القدرة العامة مع السنة اكثر تدخلا عن تداخل القدرة الخاصة مع السنوات.

Baltensperger and kalton. 1952 في دراسة على تقدير التباين الوراثي في Canary grass (phalaris arundinaceal.I) اتضح ان الكفاءة الوراثية كانت ٢٥،٨ % بالنسبة لقوة الدريس hay vigor ، ٤٧،٦ % لميعاد التزهير، ٦٦،٠٠ % لعرض الاوراق، ٧٣،١% للتوريق . وكانت قيم الارتباط الوراثي ٠،٨٥ بالنسبة للتوريق ولقوة الدريس و٠،١٥ للتوريق وعرض الورق.

Burton and Devane عام ١٩٥٣ في تقديراتهم لدرجة التوريث في محصول Tall Fescue (Festuca orindinacea) باستخدام التباين الوراثي انها كانت ٠،٤٠ ، ٠،٤٥ لصفة المحصول الاخضر ٠،٤٣ لمحصول البذور.

Dewey and Yu (1959) قدروا الارتباط الوراثي والمظهرى بين مكونات انتاج البذرة في Cresid wheat grass ، وكان الارتباط الوراثي والمظهري متوافقين تماما فى القيمة ولكن هناك

ارتباط سالب بين الخصوبة وحجم البذور (r =-٠،٧١) وبين الخصوبة وحجم النبات (r = -٠،٦٦) .وكانت قيم الارتباطات الوراثية فيما بين محصول البذور والصفات الاخرى موجبة.

من كل البيانات السابق استعراضها يتضح بالنسبة لمحاصيل العلف ومحصول البرسيم الحجازي الاتي:

١- ان البيانات المسجلة في مثل هذه المحاصيل تعتبر قليلة عما سجل في الذرة الشامية واغلب هذه التجارب لمثل هذه المحاصيل لا تاخذ في الاعتبار الظروف العادية التي تزرع فيها محاصيل العلف من حيث المنافسة والزراعة في مساحة كبيرة.

٢- في البرسيم الحجازي ، التباين الوراثي المضيف بالنسبة لمحصول العلف كان يمثل ⅓ التباين الوراثي الكلي وان الكفاءة الوراثية كانت في حدود ٢٥ % على اساس متوسط النسل. هذا في احد الأصناف . وفي أصناف أخرى نجد ان التباين في امتداد او انتشار الجذور Creeping root كان التباين الوراثي المضيف عاليا ولكن الكفاءة الوراثية كانت في حدود ٢٠ % . وبالنسبة لمعظم الصفات باستثناء صفة المحصول نجد ان التباين الوراثي المضيف كان غالبا او سائدا عن التباين الوراثي الغير مضيف.

٣- نتائج تجارب محاصيل العلف الحشائشية أوضحت نفس الاتجاه الموجود في البرسيم الحجازي حيث ان التباين الوراثئ المضيف في بعض الاحوال لم يقل عن نصف التباين الوراثي الكلي في حالة صفة محصول العلف الاخضر، وان الكفاءة الوراثية كانت في المتوسط في حدود ٢٠ – ٣٠ %.

٤- ان هناك توافق ما بين المحصول الفعلي والمتنبأ به وهذا يدل على سلامة النظريات الاحصائية والموضوعة بخصوص هذا الموضوع .

٥- النتائج المتحصل عليها ، سواء في البرسيم الحجازي او في بعض الحشائش التي تستخدم كعلف ، نجد بصفة عامة توافق بينها وبين النتائج المتحصل عليها في الذرة الشامية . وبناء على ذلك فطرق التربية التي يمكن اتباعها لتحسين مثل هذه المحاصيل ستكون واحدة وهناك نتائج ملموسة توضح مدى التقدم الذي احرزه المربي نتيجة الاستخدام الرشيد لمكونات التباين الوراثي وما ترتب على ذلك ولكن يجب ان نشير الى ان هناك صعوبات تقف في طريق بعض المحاصيل الاخرى مثل نظام التكاثروانتاج بذور هذه المحاصيل . ويكفي ان نقول ان طريقة الانتخاب

المتكرر العكسي هي من الطرق الصالحة للغاية فى مثل هذه المحاصيل ولكن يعوق تطبيق هذه الطريقة عمل الاختبارت اللازمة للهجن الناتجة لعدم كفاية انتاج واكثار البذور فيما بعد.

١٠ ـ ٥ ـ نتائج اخرى لبعض تقديرات التباين الوراثي في الذرة الشامية ومحاصيل اخرى.

نوار ١٩٨٥ في دراسة لمعرفة طبيعة العوامل الوراثية المتحكمة في توارث صفة المقاومة لمرض الذبول المتاخر والتبقع الورقي Late wilt & Leaf blight . واظهرت النتائج بأهمية العوامل الوراثية المضيفة في التوارث لها ، وكانت درجة السيادة في مدى السيادة الفائقة Over dominance ولكنها كانت غير معنوية. ايضا كان التفوق الاضافي مهما في توارثهما. وتراوحت قيم المكافئ الوراثي من المنخفضة الى المتوسطة (٤،١١ % الى ٣٨،٤٥ %).

نوار ١٩٨٥ اجرى دراسة مقارنة ما بين كفاءة سبعه طرق خاصة بطريقة الهجن التبادلية في الذرة الشامية هي:

1- Tow Griffing methods (M2 and M4),

2 - Matzinger and kempthrone (1965) method,

3 - Gardner 1967,

4- Morley Jones 1965,

5- Rostum Aksel and Johanson 1965,

6- Jinks 1954 (method of Wr/ Vr - 0r regression method.) and

7- Hayman method 1954a and b .

وكان مقياس الحكم على كفاءة الطرق ، قدر او حجم المعلومات المتاحة والوقت والمجهود والتكلفة لتحليل مجموعات الهجن التبادلية المتحصل عليها. وقد اوضحت النتائج بفاعلية وافضلية طريقة جاردنر ١٩٦٧ وطرق الارتداد Wr / Vr لهايمن وجينكيز ١٩٥٤ وطريقة ماتزنجر المعدلة وطريقة كامبثورن ١٩٦٥ .بناءا على مقدار المعلومات كانت طريقة كامبثورن ١٩٦٥افضلها . ولكن اعطت جميع الطرق صورة كاملة وواضحة عن طبيعة توارث الصفات المدروسة ومنها صفة المحصول والتزهير، حيث كان التاثر الجيني المضيف هو الاهم والسائد.

نوار واخرين ١٩٨٥ في دراسة وراثية على محصول البصل باستخدام طريقة الهجن التبادلـية. (طريقتي Griffing 1956 ، Eberhart & Gardner 1966. واوضحت النتائج باهمية العوامل

الوراثية السيادية والمضيفة في وراثة الصفات تحت الدراسة ومنها وزن المحصول. وتراوحت قوة الهجين ما بين ٤٨ % الى ٦،١٣ % وما بين ٦،٨٣ ، ٥،٦٠ % في هجينين مبشرين . و اعطت طريقتي التحليل صورة كاملة عن طبيعة توارث الصفات المدروسة. واعطت طريقة جاردنر معلومات ادق عن ذلك وخاصة تقديرات :

Heterosis (hig) , Variety heterosis (hj) and Specific heterosis (hjj)

نوار واخرين (١٩٩٦) اجرى دراسة لمعرفة اسباب تفوق هـ . ف . ١٠عن بقية التراكيب الوراثية الاخرى في الذرة الشامية. واستخدم لتنفيذ الدراسة النظام التزاوجي N C III لتحديد مدى التفوق فيه بجانب معرفة طبيعة الفعل الجيني السائد epistasis . وقيمت نواتج التهجينات في محطات تجارب زراعية متباينة . وظهرت النتائج لصفة المحصول بأن هناك تباين عالى المعنوية لجميع مكونات التباين الوراثي ، وكانت قيم السيادة في مدى السيادة الجزئية الكاملة ، وكانت تباين التفاعل ما بين المكونات الوراثية × مناطق الزراعية عالي المعنوية ، وكانت قيم المكافيء الوراثي او درجة التوريث (h^2) متوسطة لصفة المحصول.

نوار واخرين (١٩٩٩) فى دراسة عن طبيعة وراثة مرض البياض الزغبي تحت ثلاثة مستويات من التسميد الازوتي لستة اصناف من الشعير . واوضحت النتائج بأهمية وسيادة العوامل الوراثية المضيفة وتفاعلها مع مستويات التسميد الازوتي بمقارنتها بالعوامل الوراثية غير المضيفة الاخرى.

وجدير بالذكر، ان هناك عدد وافر ومتعدد فى هذا المضمار او هذا الموضوع سواء فى مصر او الخارج ولكننا اكتفينا هنا بعرض تلك البحوث .

الفصل الحادي عشر

تقدير مكونات التباين الوراثي في محاصيل ذاتية التلقيح وتطبيقاتها .

Experimental Estimates of genetic parameters and their application in self fertilizing crops

١١ – ١ –مقدمة

كما هو معروف أن تقدير التباين في محاصيل ذاتية التلقيح يمكن الحصول عليه من مصدرين ، الأول هو تتبع الأجيال المختلفة والناتجة أصلا وأساسا من التهجين ما بين أبوين نقيين وسبق اختبارهما لمدة ما ، حيث يكون التكرار الجيني في المواقع الانعزالية يساوي 0.5 والمصدر الآخر أو الثاني هو نواتج تلك التصميمات المستعملة في بعض المحاصيل مثل نظام الهجن التبادلية Diallel Crosses وخلافة .

وسوف نستعرض هنا تقدير مكونات التباين الوراثي عن طريق تتبع الأجيال الانعزالية المختلفة والناتجة من التهجين ما بين أباء نقية ، ثم من نواتج التهجين التباديلى بين عدد من الأباء . أيضا ، سوف نعود بالتفصيل لها الموضوع في أحد الفصول اللاحـــقة فيما بعد (الفصل الخامس عشر) وخاصة لتبيان مدى تداخل أو تفاعل هذه المكونات الوراثية مع مختلف العوامل البيئية .

١١ – ٢- الثوابت الوراثية في العينات المحددة

Genetic parameters in restricted samples

إفترض Mather 1949 عند تقديره لمكونات التباين الوراثي أهمية تواجد بعض الافتراضات الأساسية لتطبيق موديلات أو طرق معينة تستخدم في إيجاد هذه المكونات . فلابد من الافتراض بعدم تواجد التفوق no epistasis ، وأن يكون التكرار الاليلي بكل موقع 0.5 خلال كل الأجيال (عدم تواجد انتخاب no selection) ، وإذا توافرت هذه الفروض فيمكن التعبير عن مكونات التباين في صورة كمية ، هي H and D أي التأثيرات المضيفة أو الإضافية Additive effects وأيضا السيادية Dominance effects في العشيرة أو العينة تحت الدراسة. وقد عبر عن ذلك كل من Mather , Jinkes في هذه العبارة التالية:

" H Genetic parameter depends on differences between individual distinguished by being homozygous for the two allomorphs of the various genes, while (D) genetic parameter depends on the departure of the heterozygote from the mean of the two comparable homozygotes ".

ومن الصعب عمل مقارنة ما بين D , H لنحكم علي أهمية مكون عن الآخر . ومن الصعب أيضا عمل توصية عامة بأن أحدهما أهم من الآخر في مثل هذه المحاصيل وذلك حتى علي مستوي الهجين الواحد وعلي مستوي الصفة الواحدة في عدة هجن مختلفة . وفى محصول الشعير يتضح ذلك بجلاء وكما ورد في الجدول التالي (مقارنة تباينات المكونات الإضافية والسيادية في هجين من هجن الشعير لصفة واحدة هي عدد السنابل .

جدول ١١ـ ١ مكونات التباين الوراثي لصفة عدد السنابل في الشعير عن Takahashi وآخرين عام ١٩٥٨

المكون السيادي	المكون الإضافي	العشيرة
22.25 ± 0.69	1.34 ± 0.00	1
-2.05 ± 0.24	80.85 ± 0.70	2

وواضح من بيانات هذا الجدول أن التأثير السيادي هو السائد والمهم في العشيرة الأولي في حين العكس في العشيرة الثانية ويصبح المكون الإضافي هو الأهم . ولذا فمن المهم معرفة إنه من الصعب أن نضع شبه توصية عامة بأن مكون ما هو السائد في محصول معين . ولكن يجدر الإشارة بأن هذه المكونات تتأثر في كل الأحوال بتواجد التفوق epistasis والتداخل ما بين التركيب الوراثي والبيئة genotypes × environment وتواجد تأثير الارتباط linkage effects . وهذه جميعا تعمل علي انحراف مكونات التباين الوراثي السابقة ، أي تتواجد هناك أخطاء في التقدير وانحراف عن الواقع . ولذا فلابد من استخدام scaling tests عند تقدير D,H في البيانات لاكتشاف الانحرافات الراجعة إلي التفوق والتداخل البيئي الوراثي . وإذا كانت الانحرافات معنوية فلابد من تحويل البيانات الأصلية من Scale إلي شكل تقديري أخر (التوجه إلي الشكل اللوغاريتمي) .أن عملية اختيار المقياس المناسب لا تعتبر سهلة في معظم التجارب فمثلا في تجارب Pawe's على عدد الثمار (Locule number) في الطماطم والتي لخصها Mather 1949 بأن المقياس المستخدم

في هجين لا يصلح للهجين الأخر و المقياس المستخدم في سنة لهجين معين لا يصلح له فى العام التالي له .

كذلك هناك مشكلة أخرى ، تنشأ عندما لا يتوافر الفرض الخاص بعدم تواجد التفوق . فهذا لا يصلح لإزالتها التحويل من مقياس إلي مقياس آخر ومثال علي ذلك تجارب Ryder 1958 ، فقد وجد أن هناك معنوية للقيم A , B , D (وهى مقاييس تدل على تواجد أو عدم تواجد التأثيرات التفوقية كما ورد في طريقة (Mather 1994) وذلك لصفة حجم البذور في Lima beans وهذه المعنوية لم تتغير كثيرا عند تحويل البيانات الأصلية إلي المقياس اللوغارتمي . ومن خلال الاختبارات ومع مقارنة المتوسطات المتحصل عليها ومع التحليلات النظرية لموديلات التباين الوراثي ، استنتج الباحث بأن التأثيرات الوراثية السائدة في العشيرة لهذه الصفة هو الانماط المختلفة من التأثيرات التفوقية وأن المكون السيادي كان متأثرا للغاية بتلك الأشكال أو الأنماط من التفوق .

وفي حالات أخري يكون التحويل نافعا لاختزال أثر التفوق والتفاعل البيئي الوراثي . فقد أوضح Hadley 1957 أنه أستخدم ال Scaling tests في صفة ارتفاع النبات في الذرة الرفيعة في F1 , F2 , F3 فكان له أثر واضح علي تقديرات مكونات التباين الوراثي . ويوضح الجدول التالي ذلك .

جدول ١١- ٢ يوضح تقديرات مكونات التباين الوراثي لصفة ارتفاع النبات في الذرةالرفيعة (عن Hadly 1957) .

القياس بالبوصة		القياس اللوغاريتمي	
المكون الوراثى المشتمل	المستثني	المشتمل	المستثني
D 84.9** ± 13.2	84.9	0.0024* ± 0.042	0.012
H 19.3 ± 42.2	19.3	0.0142 ± 0.011	0.012

ويقصد بالمشتمل inclusive بأن التقدير قد تم الحصول عليه من lesat square solution (تحليل أقل المربعات) للجيل الثاني وتباين الجيل الثاني VF_2 وتباين متوسطات نسل الجيل الثالث VF_3 وتغاير متوسط F_2 , F_3 (VF_2 / F_3) ومتوسط تباين عائلات الجيل الثالث VF_3 ومكون التباين البيئي E_1 , E_2 . أما بخصوص التقدير الأخر Exclusive أو المستثني الآخر فقد تحصل عليه من نفس البيانات مع استثناء VF_3 . وعندما تم اختبار linkage عن طريق homogeneity tests أي اختبار التماثل أو التجانس للمكونين D, H في المجموعتين ، أوضحت

النتائج أن تأثير Linkage غير موجود بالمرة وأن التحويل للبيانات من مقياس إلي أخر لم يتغير من طبيعة تقدير H,D بل ظل اتجاه تقديرهما ثابت كما هو من قبل وبعد التحويل . كذلك أوضحت البيانات بأن التفوق لم يكن له تأثير ، في حين كان التفاعل البيني الوراثي G×E هو المسئول عن هذه الانحرافات في تلك القيم .

وطريقة Mather , Jinks 1952 هي من الطرق الواسعة الانتشار. وهذه الطريقة تعتمد علي أخذ العلاقات ما بين مكونات التباين الوراثي والتأثيرات الراجعة للتفوق والتداخل الوراثي البيني G× E والارتباط Linkage في الاعتبار. ففي بعض التجارب التي أجريت على محصول الدخان Nicotiana rustoca تم قياس صفات ارتفاعات النباتات ومواعيد التزهير في أجيال Bc1 , Bc$_2$, P$_1$, P$_2$, F$_3$, F$_4$. وقد أوضح اختبارscaling tests أن الأجيال المتقدمة لم تكن متوافقة مع ما هو متوقع من الآباء ، F1 ، كذلك اختلفت نتائج scaling tests من سنة لأخري وتغيرت مكونات التباين الوراثي والمتحصل عليها من البيانات غير المحولة والمحولة حتى في التحليل المشترك أو التجميعي لبيانات السنين معا. واتضح أن هناك تداخل بيني وراثي لصفة ارتفاع النبات وهذا التداخل اختلف مقداره من عام لأخر . كذلك أثبتت النتائج بوجود تأثير غير مهم للارتباط linkage لهذه الصفة . أما لصفة التزهير فقد كان الارتباط Linkage مهما ولكن يكن للتداخل البيني الوراثي أي تأثير يذكر.

والمصدر الأخر لانحرافات قيم H , D هو interplant competition أي التباين ما بين النباتات أو المنافسة بينها وهذا ما أوضحه Sakai عام ١٩٥٥ في محصول الأرز لهجين ناتج ما بين صنفين . وقد سجلت البيانات لصفة عدد السنبلات لمعرفة أثر المنافسة علي مكونات التباين الوراثي لهذه الصفة ، ويوضح الجدول التالي تقديرات D , H ، عند وجود وعدم وجود المنافسة .

جدول ١١-٣ تقديرات التباين الوراثي لصفة عدد السنبلات في الأرز (عن Saka) عام1955 .

المكون الوراثي	طريقة Mather	طريقة Sakai
D	-4.61 ± 4.35	4.81 ± 3.24
H	46.82 ± 13.92	0.97 ± 14.92
X	_	7.92 ± 2.35

وبإدخال المنافسة في الاعتبار كما في طريقة Sakai كان لهذا أثر واضح علي قيم التباين الوراثى الإضافي و السيادي .

وسوف نستعرض الأن تقدير مكونات التباين الوراثي عن طريقة استخدام طريقة Diallel Crosses أي طريقة التلقيح أو التهجين التبادلي . وهذه الطريقة كان قد أقترحها Mather وعدلت فيما بعد بواسطة كل من Hayman عام ١٩٥٤ و jinks ١٩٥٤ ، وهذه الطريقة تعطي تفسيرات لمجموعة خاصة ومحدودة من السلالات .

Jinks عام ١٩٥٤ لاحظ تواجد قوة هجين لصفات ارتفاع النبات وميعاد التزهير وطول الورقة للهجن الناتجة من ثمانية أباء من الدخان Nicotiana rustoca . وكانت الهجن قد اختبرت لمدة سنتين ، وأوضحت النتائج أهمية incomplete dominance لصفة ميعاد التزهير في حين لوحظت تأثيرات قوة الهجين وارتفاع قيم السيادة Dominance لصفة ارتفاع النبات وطول الأوراق وكان هناك تداخل سيادي (سيادى× سيادى) لهاتين الصفتين .

Allard عام ١٩٥٦ لاحظ بأن صفة حجم البذور في lima beans تتحكم في توارثها العوامل السيادية والتفوقية السيادية . كذلك أوضح Hayman عام ١٩٥٤ في محصول الدخان وعلي أساس مقارنات المتوسطات أن التفوق Epistasis يلعب دورا مهما في الدخان في معظم الصفات المدروسة . وأوضح Whitehoues وآخرين ١٩٥٨ أهمية التداخل لصفة المحصول في القمح عندما استخدم Diallel cross في أربعة أباء وكان التفوق من النوع الإضافي هو المهم والسائد. كذلك أوضح johnson and Aksel عام ١٩٥٩ في تجارب عديدة مشتملة علي Diallel crosses في الشعير بأهمية تأثيرات السيادة الفائقة over dominance وسيادتها في صفة المحصول.

١١ ــ٣ تباين القدرة العامة والخاصة على الائتلاف

Variance of General and specific Combining ability

يمكن تناول المعلومات التي يعطيها نظام التلقيح التبادلي Diallel crosses بطريقتين :-

الأولى : استخدام الهجن الناتجة ما بين مجموعة الأصناف أو السلالات كمادة وراثية تستخدم فيما بعد في برامج الإنتخاب بعد تحديد صفات هذه الهجن وعلاقاتها ببعضها البعض .

الثانية : الحصول علي معلومات محددة عن المادة الوراثية تحت الدراسة . وسوف نلاحظ أن هذين الفرضين قد أوضحهما كل من Griffing 1956 ، Hayman 1960 .

وقد لخص Gilbert 1958 نظرية التلقيح أو التهجين التبادلي علي أساس تقدير مكونات التباين في صورة قدرة عامة وقدرة خاصة علي الائتلاف . وقدرها في المحاصيل المختلفة Allard 1956 بالنسبة لحجم البذور في محصول Lima bean ،Jinks 1954 بالنسبة ارتفاع النبات في الدخان ، Currence و آخرين عام 1944 في محصول الطماطم ، Powers 1945 في محصول الطماطم لصفة ميعاد التزهير عندما استخدم تصميم الهجن التبادلية Diallel crosses مكون من ١٨ × ١٨ .

Leffel and Wiess 1958 قدرا S^2s , $S^2 g$ أي تباين القدرة الخاصة والعامة على التآلف فى محصول فول الصويا لصفات المحصول وميعاد التزهير وارتفاع النبات ونسبة الزيت للبذور وعدد أو الأيودين للزيت وجودة البذور. وقد كانت قيم S^2g أكثر أهمية عن S^2s بالنسبة للنضج وميعاد التزهير وحجم البذور .

Davern 1957 و آخرين في محصول Trifoluim subterrancum .L وجد أن S^2s كانت معنوية بالنسبة لميعاد التزهير في F_2 , F_1 عند استخدام تحليل الـ Diallel crosses في حين كانت S^2s قليلة الأهمية بالنسبة لـ S^2g ، و لم يكن هناك أهمية تذكر لوجود قوة الهجين.

Matzinger and Mann 1960 استخدما ثمانية أصناف من الدخان لإنتاج هجن الجيل الأول والعكسية لها ، وأمكنهم التحصل علي F_2 . وقد اختبرت الهجن في Clayton , Rocky , Morinr في ولاية نورث كارولينا في ١٩٥٨ ، ١٩٥٩ . وكان هناك اختلافات معنوية ما بين الأباء ولم يكن هناك أي اختلافات بين هجن الجيل الأول والهجن العكسية لها . والجدول التالي يوضح جزء من النتائج المتحصل عليها .

جدول ١١-٤ قوة الهجين كنسبة مئوية من متوسط الأبوين ونسبة النقص في F_2 بالنسبة إلي F_1 بالنسبة للصفات الزراعية والكيماوية في الدخان .

Character	Hetrosis F_1- Mp / Mp	Depression $F_1 - F_2/F_1$
Yield	1.16**	3.49**
Plant height	2.17**	1.80**
% nicotuie	-1.5	-1.22
% nornicotine	0.00	0.00
leat length	0.60	0.38
leat width	1.46	1.64**
value / cwt	0.64	1.32**
No of leaves	-0.50	-0.17
Days to flower	-1.20**	-1.59**
Leat axil suckers	3.73	1.90

وقد كانت تقديرات S^2g معنوية لكل الصفات ولكن لم تكن تقديرات S^2s معنوية. وإذا افترضنا إن الأباء المشتركة في هذا الـ Diallel كانت قد أخذت لعينة فأنه يمكن تحويل هذه المكونات إلي مكونات التباين الوراثي وهذا ما أوضحه Kenpthorne عام ١٩٥٧ بهذه الصورة .

$$S^2G = S^2A + S^2D + S^2AA + S^2AD + S^2AD + S^2DD + etc$$

حيث أن S^2A هي التباين الإضافي ، S^2D هي التباين السيادي و S^2AA هي التفوق من الطراز الإضافي وهكذا لبقية طرز التفوق المختلفة ، وعلي افتراض أن التكرار الجيني 0.5 وأن كل موقع وراثي يحتوي على الليلين وأن هناك إضافة بين المواقع الوراثية additively among loci ، فإن العلاقة بين مكونات Mather والموديل السابق يمكن التعبير عنها بهذه الصورة :

$$S^2A = (1/2)\,D\ ,\ S^2D = (1/4)\,H$$

ويمكن التعبير عن S^2g and S^2s في الموديل الأتي :-

$$S^2g = ½\,S^2A + ¼\,S^2AA + 1/8\,S^2AAA$$

$$S^2S = S^2D + 1/2\ S^2AA + S^2AD + S^2DD + (3/4)\ S^2AAA + S^2AAD + S^2ADD + S^2DD + (3/4)\ S^2AAA + S^2AAD + S^2ADD + S^2DDD.$$

وهذا لثلاثة مواقع وراثية انعزالية . وإذا كان هناك أكثر من موقع فإن المعامل الخاص بطراز التفوق الإضافي سوف ينقص في S^2g ويزداد في $S^2\ s$.

ومن خلال الجدول التالي واستكمالا لنتائج نفس التجربة يتضح أن تفاعل ما بين المكونات الوراثية المضيفة والسنوات والمناطق لصفة نسبة النيكوتين كان معنويا وأيضا كان هناك تفاعل معنوي بين المكونات الوراثية والسنوات لصفة عدد الأوراق .

عموما ، ومن هذه النتائج يمكن القول بأن مقدار تداخل مكونات التباين مع البيئة في الدخان تعتبر منخفضة . و تقدير دير مكونات التباين الوراثي وتداخلها مع السنوات والمناطق موضحة في الجدول التالي (١١-٥). وسوف نستعرض في الفصل الخامس عشر مدى تداخل هذه المكونات الوراثية مع مختلف العوامل البيئية .

جدول ١١- ٥ تقديرات القدرة العامة والخاصة على الائتلاف وتداخلها مع الظروف البيئ السنة والمنطقة في الدخان مقدرة بطريقة Diallel Cross

Component	Yield	Plant height	Nicotine	Nornicotine	Leaf Length	Leaf width	Value of cwt	No of leaves	Days of flower	Leaf suckers
S^2g	23.581**	19.0**	0.17**	0.00066**	0.808**	1.42**	1.68**	821.000**	1.414**	1.045**
S^2S	-1.074	0.9	0.01	0.00000	-0.131	-0.13	-0.03	-0.023	0.144	0.382
S^2gy	115.000	3.0	-0.80	0.00007	-0.231	0.08	-0.11	0.255**	0.337	0.164
S^2Sy	1.122	0.5	0.00	-0.00009	-0.314	0.99	0.23	-0.016	-0.495	-0.587
S^2gl	-637.000	0.6	-0.02	-0.00002	-0.246	-0.02	0.19	-0.009	0.840	-0.099
S^2SL	39.000	1.3	-0.01	0.00005	0.363	0.18	0.42	0.101	-0.017	-827.000
S^2gyL	1.201	3.3	0.05**	-0.00001	0.296	0.01	0.25	0.001	0.008	0.132
S^2SyL	268.000	-1.3	0.00	0.00014	-0.033	-0.69	0.46	0.070	0.459	0.065

١١ -٤- تقدير التفوق Estimation of epistatic variance

أوضحنا فيما سبق في محاصيل ذاتية التلقيح أن هناك انحراف في قيم التقديرات لمكونات التباين الوراثي ، وهذا الانحراف يرجع في بعض أسبابه إلي تواجد التفوق epistasis . ومما

يصعب الحكم النهائي علي هذا ، هو أنه من الصعب في ظل الصفات الكمية المقارنة بين التقديرات الكمية للتفوق السيادي فهذه المقارنات صعبة ومحدودة للغاية . إلا أن هناك تجارب تدرس فقط التفوق الإضافي والسيادي الإضافي مع إهمال التفوق من النوع السيادي .

Horner and weber عام ١٩٥٦ قدما تصميم خاص بهما للتعبير عن التباين الوراثي والتغاير بين الأقارب بالنسبة للموديل السابق وهو S^2A , S^2D , S^2AA حيث افترضنا أنه لا يوجد ارتباط Linkage وأن هناك الليلين في كل موقع وراثي وأن التكرار الجيني يساوي فقط 0.5 وعبرا عن هذا الموديل بهذه الصورة .

$$\text{Cov}(k,n,n') = \frac{2^{k-1}-1}{2^{k-2}} S^2A + \frac{2^{k-1}-1}{2^{n+n'-4}} S^2D + \frac{2^{k-1}-1}{2^{k-2}} S^2AA$$

حيث (Cov (k , n , n` هي تغاير التركيب الوراثي للنسل في جيل nth ومع نفس النسل في جيل n`th لعدد k من الأجيال بمعني أن n , n` هي نسلين متتابعين لنفس التركيب الوراثي . ولقد كان متاحا لديهم ثلاثين تباين وتغاير لصفة النضج في فول الصويا لتقدير مكونات التباين الوراثي والجدول التالي يوضح نتائج ذلك .

جدول ١١-٦ تقديرات الإضافة والسيادة وطرزها التفوقية لصفة النضج في فول الصويا (عنHorner , weber 1956)

Model	S^2A	S^2D	S^2AA	R^2
S^2A	10.92			0.9623
$S^2A + S^2D$	10.85	1.43		0.9625
$S^2A + S^2D + S^2AA$	11.06	1.07	-0.10	0.9627

ومن خلال البيانات السابقة نجد أن معظم التباين يرجع إلي التأثيرات الإضافية أو المضيفة كذلك فأن تقديرات السيادة S^2D انخفضت بإضافة S^2AA إلي الموديل .

من هذه البيانات بالإضافة إلي عدة أجيال أخري ، فقد أوضح لنا Gates 1960 وآخرين تأثير Linkage علي هذه المكونات في محصول فول الصويا. وأوضح أن الارتباط Linkage كان له

تأثير واضح في صفة المحصول وارتفاع النبات والتزهير وخاصة للطراز أو النوع Repulsion حيث كان سائدا في صفة ارتفاع النبات وفى حين كان Coupling سائدا لصفة ميعاد التزهير . ولم يلاحظ الارتباط Linkage بالنسبة لصفة النضج وميعاد التزهير للنضج ووزن الجذور ونسبة الزيت والرقاد .

أجرى Cockerham , Brim عام ١٩٦١ دراسة لثمانية من الصفات لتقديرات التباين الوراثي لهجينين من فول الصويا . وقد كانت S^2A معنوية لكل الصفات في الهجينين . ويوضح الجدول التالي نتائج ذلك .

جدول ١١-٧ تقديرات مكونات التباين في هجينين من فول الصويا .

Character	Population	S^2A	S^2D	S^2AA
Protein %	I	0.34 ± 0.07	0.02 ± 0.17	0.26 ± 0.08
Fruiting period	II	4.26 ± 0.43	2.39 ± 1.04	-0.03 ±0.47
Maturity	II	4.90 ± 057	1.89 ± 1.39	1.54 ± 0.63
Height	II	14.5 ± 0.90	2.80 ± 2.20	2.90 ± 1.00
Unthreshed w	II	0.28 ± 0.03	0.29 ± 0.08	-0.05 ± 0.04
Oil %	II	0.17 ± 0.02	-0.07 ± 0.05	0.06 ± 0.02

ويتضح من هذا الجدول أن S^2D , S^2AA أظهرتا معنوية في العشيرة I ، المعنوية ايضاً لوخطت بالنسبة S^2A , S^2AA فقط لصفة البروتين في العشيرة II . وكانت تقديرات S^2D لصفة طور العقد Fruiting period والوزن غير المطحون .unthreshed w و وتقديرات S^2AA لصفة النضج ، الارتفاع ونسبة الزيت معنوية . وقد أثبت معامل الارتباط المتعدد إن نسبة مجموع مربعات الانحرافات المحسوبة بالنسبة لتباين التأثير السيادي وحده كان منخفضا في العشيرتين لكل الصفات ويتراوح ما بين 0.4708 إلي 0.602 وباستثناء S^2AA ارتفعت قيمة R^2 بدرجة أكبر عندما أستثني تقدير S^2A.

وأخير ومما هو جدير بالذكر، أن للمؤلف ومع آخرين بعض البحوث المتعلقة بهذا الموضوع في محاصيل ذاتية الإخصاب أو التلقيح . وسوف نكتفي هنا باستعراض قائمة مختصرة لبعض منها :

1- Abul - Naas. A . A . , A . A . Nawar and K..M.EL-Sayed, 1980 . Breeding studies on bread wheat (T. asetivum,L.) I -Heterosis. Ain shams Annals of Agric . Sci . Vol . 26.

2- Abul-Naas . A . A , A . A . Nawar and S . A . EL-shamarka, 1980. Breeding studies on bread wheat (T:asetivum,L.). II -Combining ability. Ain Shams , Annals of Agric. Sci., Vol . 26.

3- Nawar. A . A ., Abul-Naas A . A . and M . E . Gomaa, 1981. Heterosis and general V. S. specific combining ability among inbred lines of corn. Egyptian J. of genetics and Cytology. 10:19-29

4- Abul - Naas . A . A . , M . S . Gomaa and A .A . Nawar, 1981 . Heterosis and combining ability of durum wheat. I - Yield and its components. Egyptian J. of Genetics and Cytology. 10:239-251.

5-Abul - Naas . A . A . and A . A . Nawar, 1981. Heterosis and combining ability of durum wheat.II Some technological characters. Egyptian J . of Genetics and Cytology. 10 : 253 - 260.

6-Rady . M . S . , M . E . Gomaa and A . A . Nawar, 1981. Genotypic variability and correlation coefficiemt in quantitative chracters in a cross between Egyptian and Mexican wheat (T.aestivum,l.). Monoufeia J . Agric. Res., Vol. 4 : 211 - 234.

7-Abul-Naas . A . A ., M . S . Rady and A . A . Nawar, 1981. Heterosis and combining ability in Gossypium baradense l. Menofiya J. of Agric. Res. (Accepted in 9/12/1981) .

8-Abulnaas . A . A ., M . S . Rady , A . A . Nawar and H . A. EL-Harony , 1982. Estimates of genetic components of some fiber properties in diallel crosses of cotton. Monoufeia j. of Agric Res.Vol. 6 :113-123.

9-Rady, M . S ., A . A . Nawar and I . M . Mahmoud , 1983. Genetical study of some quantitative characters in a cross between local and introduced varaieties of field bean (Vicia faba, l.) . Monoufeia J. of Agric. Res. (Accepted in 6/11/1983).

10-EL-Hosary. A . A ., A . I . I .EL-Fiki and A . A . Nawar, 1984. Diallel crosses analysis for earliness and disease resistance in field bean (Vicia faba , L). Annals of Agric.Sc. Moshtohor. Vol. 21 :4 - 1.

11-EL-Hosary. A . A and A . A .Nawar , 1984. Gene effect in field bean (vicia faba). I - Earliness and maturity. Egypt. J of genetics & Cytol.Vol. 13 , No. 1 : 109 - 119.

12- EL-Hosary.A.A.,A.A.Nawar, 1986. II - Earliness and maturity. Egyptian J. of Genetics and Cytology , vol. 13 No. 1 : 109 - 119.

13-Nawar. A . A . , A . A . Abulnaas , R . A . Abou EL - Enein and M . A . M . Abo - Sherief, 1985. Phenotypic stability in barley. Monoufeia J. of Agric.Res. Vol. 10, No. 4 : 2041 - 2051.

14-Nawar. A . A , M . A . Nasr , M .EL - Gamal and M . H . Hana - Alla , 1985. Heterosis and combining ability in onion by diallel analysis. Monoufeia J. of Agric. Res.Vol. 10, No. 4 : 2053 - 2071.

15-EL-Hosary. A . A . , H . A . Dawwam and A . A . Nawar , 1986. Heterosis and combining ability in top crosses of field bean (Vicia faba,L.). Moshtohor Annals of Agric.Sc.Vol. 24, No. 2 : 776 -785.

16-Nawar. A . A . , H . A.Dawwam , A . A. EL-Hosary and K . EL-Sayed , 1986. Heterosis and gene action in cotton (Gossipuim barbadense ,L.). 2nd Agric.Crop Sc. (8-10 Sept.).

17-Nawar.A.A., K.M.EL- Sayed , 1990. Estimation of heterosis ,inbreeding depression , potence ratio and gene action under tow nitrogen levels in cotton. Annals of Agric., Sci. Moshtohor vol.28, No.1 : 81 - 97.

18-Nawar.A.A.,K.M.EL-Sayed ,1990. Estimation of heterosis ,inbreeding depression , potence ratio and gene action under tow nitrogen levels in cotton. Annals of Agric., Sci. Moshtohor vol.28, No.1 : 81 - 97.

19-Nawar.A.A., A . A . Abul -Naas , S . A . EL - Shamarka and A . E . EL - Shahawy, 1994. Analysis of combining ability in sorghum under different nitrogen levels . Menofiya j. of Agric. Res . , Vol . 19 , No. 2 : 989 - 1006.

20-Ibrahim. M . E . , A . A . Ali , S . A . EL-Shamarka , and A . A . Nawar, 1995. Evaluation of new promising wheat genotypes under Egyptian Agricultural conditions ,1995 .Menofiya J . of Agric.Res., Vol. 20 , No. 3 : 963 - 986 .

الفصل الثاني عشر
الكفاءة الوراثية
Heritability

١٢ – ١- مقدمة:

أوضح كل Dudly and Moll 1969 اصطلاح الكفاءة الوراثية heritability كمحاولة لوصف الاختلافات الواضحة بين الأفراد نتيجة الاختلافات في المحتوى الوراثي بينها تحت ظروف بيئات مختلفة أو متعددة.

1948 knight هو أول من عرف المكافئ الوراثي أو درجة التوريث بأنه :

The portion of the observed variance for which difference in heredity is responsible.

واصطلاح الكفاءة الوراثية في التربية لابد ان يتحدد للصفة تحت الدراسة بعدة عوامل مثل طبيعة الاختلافات الوراثية والوحدات التجريبية المستخدمة وتحديد العشيرة تحت الدراسة وعن ذلك تنشأ بعض الاختلافات البسيطة.

المكافئ الوراثي أو الكفاءة الوراثية أو درجة التوريث يستخدم بالمعنى العام أو بالمعنى الخاص ، أما بالنسبة للمعنى العام أو الواسع Broad sense فيؤخذ في الاعتبار الاختلافات الوراثية الكلية بالنسبة للاختلافات المظهرية أي S^2G/S^2P، بينما الكفاءة الوراثية بالمعنى الضيق أو الخاص Narrow sense يأخذ في الاعتبار نسبة العوامل الوراثية المضيفة Additive variance من الاختلافات الوراثية بالنسبة للاختلافات المظهرية أي S^2A/S^2P ، للمثال على ذلك، في صفة لون الأزهار في فول الصويا فهي صفة وراثية بسيطة وهي صفة ذات سيادة تامة ومكافئها الوراثي أو درجة توريثها بالمعنى العام أو الواسع ١٠٠% ؛ ٦٧% بالمعنى الضيق أو الخاص في حين صفة لون البادرة الخضراء في فول الصويا وهي تتحد بجينات مكملة ومحددة بموقعين وراثيين كان مكافئها الوراثي بالمعنى العام ١٠٠ % وبالمعنى الضيق٢٧ %.

وطالما ان الوحدة التجريبية هي النبات الفردي فان المكافئ الوراثي بالمعنى الضيق او الخاص يعبر عن نسبة الاختلافات المظهرية بين الآباء التي نتوقع ان نحصل عليها في الأبناء ويكون هذا هو المدلول التطبيقي للمكافئ الوراثي وقد نوقش اصطلاح المكافئ الوراثي بتفصيل من جانب Lush

عامي ١٩٤٥ ، ١٩٤٩ حيث يتضح مدى ملائمة هذا الاصطلاح للدراسات الوراثية الكمية في الحيوانات حيث ان الوحدة الأساسية هي الحيوان والظروف في كل منها مختلفة . وبناء عليه ،فهناك تضارب أو تناقض عند استخدام هذا الاصطلاح مع النبات وهذا هو الغرض من هذه الدراسة حيث يعنينا إبراز هذا التضارب وتوحيد اصطلاح Concepts of habitability لاستخدامه مع النبات.

١٢-٢- تحديد مفهوم اصطلاح الكفاءة الوراثية في مجال النبات

1- Definition for hertability in plant work.

اذا فرض ان قيمة الشكل المظهري لصفة معينة هو (Y) حيث ان $\sum (Y)$ = صفر

فيمكن ان نصف الشكل المظهري او نعبر عنه بالمعاملة التالية:

$$Yijl = ai + di + Ii + (GE) ij + nijk \qquad (i)$$

حيث ان ai هي التأثير الراجع الى التأثيرات الإضافية، di هي التأثير الراجع الى التأثيرات السيادية و Ii هي التاثر الراجع الى التأثيرات التفوقية، (GE) ij عبارة عن التداخل بين سبيئة والتركيب الوراثي، (nijk) عبارة عن الخطأ العشوائي داخل البيئات وعليه فسوف يكون المكافئ الوراثي بالمعنى الضيق كالآتي:

$$G^2A / [G^2A + G^2D + G^2I) + (G^2GE + G^2n)] \qquad (ii)$$

وهذا التعريف المثالي للمكافيء الوراثي والذي يعتبر النبات كوحدة يمكن الرجوع اليها . ولكن الذي ينشأ عن ذلك هو مدى ملائمة هذا التعريف للتطبيق ، حيث إن القياسات في النبات يكون اساسها التعبير الكلي عن الافراد داخل قطعة تجريبية مكررة تحت ظروف بيئية واحدة او اكثر فان القطعة التجريبية او الـ plot قد تتكون من نسل من افراد مفتوحة التلقيح او من نسل مجمع Bulk progeny لجيل متقدم من التلقيح الذاتي او خطوط نسل لجيل ذاتي التلقيح او مواد أو تراكيب وراثية في صورة أجزاء خضرية او من طرز اخرى من المواد أو التراكيب الوراثية النباتية ، فعند تقدير المكافئ الوراثي فهو يكون على أساس متوسط القطعة التجريبية داخل المكررة داخل بيئة او اكثر، وعليه فانه يصبح تعريف بلا معنى.

المكافئ الوراثي لعدد L من البيئات المختلفة يمكن التعبير عنه بالآتي:

$$G^2g / [G^2G + G^2GE + G^2n / rL] = G^2g / G^2Y \qquad (iii)$$

حيث ان G^2g عبارة عن الاختلافات الوراثية الكلية على اساس اختلافات القطعة التجريبية، مادة التربية هذه تحتوي على الاختلافات الوراثية المضيفة، r هي عدد المكررات داخل عدد L من البيئات. وعموما المكافئ الوراثي السابق والمحدد في المعادلة الاخيرة يلقى قبول عام لدى مربوا النباتات.

ونلاحظ مما سبق ، أن وضع التعبير السابق على أساس plot لا يحل المشكلة حيث أن الـ plot عبارة عن عائلة من الأفراد ، وهذا أدي إلي تحوير أسس المكافئ الوراثي حتى يتناسب مع النباتات أو تتلاءم معها حيث يمكننا أن نقول أن التقدم الوراثي بالنسبة للفارق الانتخابي (S) سوف يكون :

$$\Delta G = S(S^2g / S^2y)\, Sy`$$

ومن المعادلة السابقة (iii) نستطيع أن نقول أن المكافيء الوراثي يمكن التعبير عنه :-

$$H = \Delta G / S\, Sy`$$

وهذا تعبير عن المكافيء الوراثي بوحدات انتخاب وعلي هذا يمكن تعريف المكافيء الوراثي بهذه الصورة .

Heritability is the fraction of the selection differential expected to be gained when selection is practiced an a defined reference unit .

أي هو النسبة من الفارق الانتخابي المتوقع الحصول عليه عندما يطبق الانتخاب علي وحده مرجعية محددة . هذا التعريف للمكافئ الوراثي نافع بدرجة كبيرة تطبيقيا ، فإذا كان الاختلاف بين متوسط العشيرة و متوسط المجموعة المنتخبة 6 bu / A وكان المكافئ الوراثي 0.33 فنحن نتوقع أن يحصل المربي علي تقدم قدره 2bu/A كنتيجة لقيامه بعملية الانتخاب هذه . ومع فارق انتخابي ٥% فأن التقدم المتوقع الحصول عليه سوف يكون (H S`y) 2.06 منسوبا إلي طريقة التربية والوحدة المرجعية أو العينة (reference unit) . بذلك يكون هناك تحديد للجيل نفسه وأصبح التعريف مرتبط بالانتخاب .

١٢-٣ ـ تطبيقات المكافئ الوراثي في تربية النبات :

Implications of heritability statements in plant work

هناك أمثلة كثيرة لتقييم المكافئ الوراثي توجد في عدد من المراجع وعلي أساس single plot أو علي أساس متوسط محصول plot أو علي أساس عينة من بيئة واحدة أو علي أساس أكثر من بيئة أو علي أساس مدي واسع من التراكيب الوراثية الخاصة ببيانات الجيل الثاني إلي أو حتي خطوط النسل في Fn .

فلو أخذنا فول الصويا كمثال ، فنجد أن المقاييس الأساسية أو البيانات التي يمكن تسجيلها هي : محصول البذرة ، نسبة البروتين ، الرقاد ، حجم البذور ، النسبة المئوية للزيت ، ارتفاع النبات ، النضج . كل هذه الصفات يكون مكافئها الوراثي عالي هذا فيما عدا ما يختص بمحصول البذرة الذي يكون مكافئه الوراثي 0.35 وبمقارنته بالنسبة المئوية للبروتين فهي تتراوح من0.60 إلى 0.70 علي أساس مكررتين في بيئتين وهذا في سلالات الجيل الثالث (F_3) .

في محصول Lespedeza جمع الباحث وآخرين Hanson et el العائلات الثلاثة معا علي اعتبار أن Location - year عبارة عن بيئة واحدة ثم حسب المكافئات الوراثية علي أساس المعادلة (iii) السابقة ويوضح الجدول التالي نتائج ذلك

جدول(١٢-١) تقديرات المكافئ الوراثي لصفات المحصول الكلي ومحصول البذرة في Lespedeza علي أساس التحليل المشترك لبيانات Hanson و آخرين

المكررات لكل بيئة	عدد البيئات	الكفاءة الوراثية	
		المحصول الكلي	محصول البذور
1	1	14	19
2	1	21	27
2	2	35	43
2	4	52	60
المكون الوراثي	المحصول الكلي	محصول البذور	
S^2G	3.156	275	
S^2GE	3.586	314	
S^2n	16.316	847	
$H = S^2g / [S^2g + S^2gE / L + S^2n / rL)$			

إذا اعتبرنا أن الانتخاب علي أساس single plot أو علي أساس عدد كبير من البيئات ، فإن هذا ليس له أي معني meaning less بينما لو افترضنا أن حوالي ١/٣ الفارق الانتخابي سوف نحصل عليه باستخدام مكررتين في بيئتين عند الاختبار ، فهذا تفسير أدق لمدي التحصين من برنامج تربية محصول lespedeza ويتضح أيضا من الجدول أنه بزيادة عدد البيئات وعدد المكررات تزداد قيم (H) <

١٢ـ٤ ـ المكافئ الوراثي في تربية النبات Heritability in plant breeding

المكافيء الوراثي يمكن أن يحسب علي أساس المعادلة (ii) السابقة باستخدام تقديرات المكونات الوراثية الناتجة من التصميمات الوراثية الإحصائية السابق شرحها ، ففي هذه الحالات فأن المكافئ الوراثي سوف يعبر عنه في صورة expected gain أو التقدم المتوقع الحصول علية كنسبة من الفارق الانتخابي selection deferential عند تطبيق الانتخاب علي الأفراد .

بالنسبة لطريقة ارتداد الأبناء علي أبائهم ، هذه الطريقة كان لها استعمال ملحوظ . فبالنسبة لنسل نبات مفتوح التلقيح يكون المكافئ الوراثي ضعف معامل الارتداد (2b) اى ارتداد الابن علي الأب وهذا التقدير علي أساس النبات الفردي عندما يؤخذ كوحدة . أما المكافئ الوراثي لنسل مجموعة من الأفراد في المحاصيل ذاتية التلقيح فمعامل الارتداد يساوى (b) أي ارتداد لـ fn + k علي fn علي اعتبار أن 1 < n ، ٠ < k (k =1 and n =2) فأن معامل الارتداد يقيس مباشرة التقدم المتوقع في fn + k كنسبة من الفارق الانتخابي المطبق في F_1 مع تجاهل الانحراف السيادي . وبالرغم من أن طريقة الارتداد وسيلة مباشرة لتقدير المكافئ الوراثي إلا أن نتيجة التداخل البيئي تحدث بعض التحيزات أو الانحرافات في تقدير المكافئ الوراثي وهذا ما دعا Frey , Hanson إلي اقتراح وحدة الارتداد أو القياس علي أساس معامل الارتداد مستخدمين القياسات الظاهرية معبرا عنها بانحرافات قياسية ، وهذه الطريقة أدت إلي أن تقديرات المكافئ الوراثي لا تزيد عن الوحدة أبدا وكذلك فسوف يزال أو يستبعد تداخل التركيب الوراثي مع البيئة.

١٢ ـ٥ـ المكافئ الوراثي كوحدات انحراف قياسي . Heritability in standard unit

في الجيل الثاني F_2 والمنزرع علي مسافات، هناك بعض النقاط اللازمة والتي يجب توضيحها بالنسبة لكثير من المحاصيل وهي:

أ- أنه لا يمكن تقدير الكفاءة الوراثية لتركيب الوراثي ما تحت ظروف زراعية متباعدة (مسافات) خاصة إذا كانت الزراعة المتباعدة ليست الأساس في زراعة هذا المحصول ، فهذا يعنى إلغاء تأثير المنافسة competition ، هذا يؤدى إلي انحرافات أو عدم واقعية في التقدير.

ب- أن تقديرات الأختلافات البيئية لا يمكن الارتكاز عليها أو الاعتماد عليها ، ويستثني من ذلك النباتات التي تزرع أصلا علي مسافات مثل الذرة وكذلك Fruit nut crop وبعض القياسات علي معدل الأمراض حيث أن الزراعة المتباعدة تستخدم في الدراسة ولا تكون هي نفسها الحالة العادية للإنتاج وبرغم ذلك فأن ارتداد نسل الجيل الثالث علي نباتات F_2 يقيس المكافيء الوراثي حيث أن reference measures هو مجموع الأفراد المتنافسة داخل plot .

Powers استخدم الاختلافات بين الآباء ، F_1 لتقدير الاختلافات البينية والاختلافات الوراثية في F_2 والهجن الرجعية وذلك لتقييم الاختلافات الوراثية في النباتات الفردية .

Warner استخدام الفرق (VB1 + VB2) - 2VF2 للحصول علي تقدير التباين الوراثي المضيف .

Himson , Hanson أوضحوا في دراسات علي التنافس لنباتات فول الصويا مستخدمين أربعة سلالات زرعت علي مسافات ٢ ، ٤ ، ٨ ، ١٠ ، ٣٢ بوصة في pure stand وفي مخلوط يمثل الأربعة سلالات . وقد أمكن تقدير S^2Ip أو line rariability و S^2 ip أو individual plant variability للـ pure stand

وقدرا أيضا (S^2 Ic) عبارة line variability في حالة competition للـ mixed stands وهذا موضح في الجدول التالي ، حيث يتضح تأثير المسافات على جميع القيم السابقة والواردة في هذا الجدول بشكل واضح للغاية.

جدول (١٢ -٢) تباين الشكل الظاهري لمحصول البذور علي أساس الزراعة علي المسافات وعلي أساس المنافسة في محصول فول الصويا .

المسافات بالبوصة	S^2 IP line variability	$S^2I p - S^2Ic$	S^2ip individual p.va	$S^2 ip - S^2 Ic$
2	52.52	790.00	7.97	24.05
4	93.30	52.55	17.70	49.10
8	253.50	57.79	57.16	228.00
16	530.04	176.91	441.87	191.92
32	1250.89	1149.63	124.08	1225.10

والجدول التالي يوضح قيم المكافئ الوراثي لمحصول النبات الفردي على أساس انعدام المنافسة ووجود المنافسة من الطرز المختلفة S^2ic and S^2Ip والمسافات .

جدول (١٢ - ٣) تقديرات المكافيء الوراثي لمحصول البذور علي أساس المسافات والمنافسة.

المسافات بالبوصة	S^2 IP line variability	$S^2I p - S^2Ic$	S^2ip individual p.va	$S^2 ip - S^2 Ic$
2	52.52	790.00	7.97	24.05
4	93.30	52.55	17.70	49.10
8	253.50	57.79	57.16	228.00
16	530.04	176.91	441.87	191.92
32	1250.89	1149.63	124.08	1225.10

ويلاحظ أن تقديرات الكفاءة الوراثية لمكونات المحصول لكل نبات والموضحة في الجدول السابق ، بأن القيم في حالات التنافس كانت تقريبا ضعف القيم في حالة عدم المنافسة ، كذلك اختلفت القيم حسب الطرز المختلفة من المنافسة كذلك كانت قيم المنافسة من الطراز S^2IP اعلى من الطراز S^2Ic .

١٢ - ٥- علاقة المكافئ الوراثي ونظام التكاثر

Heritability as related to mode of reproduction

ا - المكافئ الوراثي في النباتات خلطيه التلقيح Heritability in cross – pollinated species

Robinson et al ١٩٥٢أوجدوا تحليل للمكافئ الوراثي علي أساس الاختلافات في النبات الفردي في ثلاث عشائر من الذرة الشامية وقد كان التقييم علي أساس Biparental mating (DI) كما وصفه Comstock و آخرين ويوضح الجدول التالي طريقة التحليل

جدول (12 - ٤) مكونات تحليل التباين علي أساس النبات الفردي بطريقة Biparental

S.O.V	E.M.S
Male	$S^2W + P\,S^2E + rPS^2F + rPFS^2M$
Female within male	$S^2W + P\,S^2E + rPS^2F$
Plot error	$S^2w + P\,S^2E$
Plant within plots	S^2W

P = n o of plant per plot , r = No of replications , f = no of female / males

$S\,S^2w$ = environmental plant components = $\frac{1}{2} S^2A + \frac{3}{4} S\,S^2D$

S^2E = environmental plot components

$S^2F = \frac{1}{4}\ S^2A + \frac{1}{4}$ S2D $\qquad S^2m = \frac{1}{4}\ S^2A$

وعلية فان المكافئ الوراثي علي أساس النبات الفردي سوف يكون

$$H = 4\ S^2M/[S^2w + S^2P + S^2F + S^2M]$$

وهذه النسبة سوف تعكس مقدار selection gain أو التقدم الانتخابي حين يطبق الانتخاب علي أساس النبات الفردي ، كذلك هذا سوف يكون ذو قيمة محددة ومهمة لدي المربي . أن التقدم المتوقع

الحصول علية عند ممارسة الانتخاب بطرقة المختلفة يمكن حسابه بسهولة بعدة معادلات أوردها كثير من البحثين وخاصة Hallauer and Miranda 1988 .

وجدير بالذكر بأننا سنعرض في نهاية هذا الفصل عدة معادلات لبعض البحثين وكما أوضحها Javier Batran1998.

ب - المكافئ الوراثي في النباتات التي تتكاثر لا جنسيا :

Heritability in asexually reproduction plants

قدر كثير من الباحثين المكافيء الوراثي بالمعنى الواسع broad sense في Humulers lupulus علي أساس single plot وعلي أساس replicates plots وعلي أساس عدة بيئات مختلفة وأمكنهم علي أساس هذه الأبحاث تمييز clones المتفوقة في عشيرة من هذا النبات .

ج - المكافئ الوراثي في الأنواع ذاتية التلقيح :- Heritability in self – pollinated species

أن الغالبية العظمي من الدراسات التي أجريت لتقدير المكافيء الوراثي في الأنواع الذاتية التلقيح كانت تعتمد علي تحليل الاختلافات الموجودة في الجيل الثالث F3 lines مع أستعمال طريقة الارتداد كطريقة للتقدير .

القياسات المقدرة بواسطة ارتداد مخلوط F_3 lines المتقدمة بالنسبة Bulked F_3 line أي fn علي fn + k عندما n تكون أكبر من ٢ ، k أكبر من الصفر فإنه نظريا نجد أن التقدم النسبي المتوقع يكون مشابها للقيم المقدرة بواسطة تحليل F_3 lines أو F_3 lines المتقدمة بواسطة عمل Bulking لها وذلك عندما يكون المرغوب هو مقارنة عينة من الظروف البيئية المختلفة ، ويمكن أن تهمل السيادة أو نعتبرها كذلك حيث أن مكونات lines عبارة عن اختلافات تفوقية من النوع الإضافي مع الإضافي وهذه الاختلافات الإضافية التفوقية تفيد عند الانتخاب للسلالات أو للتراكيب المتماثلة و الممتازة . والتقديرات الخاصة بدرجة التوريث والسابق ذكرها في المعادلة (iii) يمكن استخدامها لحالة F_3 مباشرة هنا .

وكنا سبق توضيحه من قبل فإن تقديرات التباين الوراثي التي تعتمد علي الانسال الناتجة من النباتات الفردية في الجيل n (fn) حيث أن (n>3) أو باستعمال التغاير covariances الذي يشتمل علي مثل هذه الأنسال فإنها ستختلف عن تلك التقديرات المتوقعة عندما يكون المستعمل هو النسل

الناتج من F_3 lines أو F_3 lines بعد عمل تقدم لها بواسطة Bulking ولمقارنة كل مثل هذه التباينات فإنه يجب أن يجري لها عملية تعديل adjusted ومع فرض ان الاختلاف الوراثي الإضافي تمثل الاهتمام الأول من الاختلافات الوراثية وحيث أن المكافيء الوراثي يعتمد علي هذه الطرز من الاختلافات فعلية يكون التعديل بالنسبة للأساس العام هي

$$H` = H/[k(1-H) + H)$$

حيث أن `H هي عبارة عن درجة التوريث في الجيل المرغوب .

H هي درجة التوريث كما حسبت بالنسبة التراكيب الوراثية تحت الاختبار حيث أن:

$$H = \Delta G / SSy`$$

k ، تمثل النسبة بين معامل الإضافة في الجيل المختبر إلي نفس المعامل في الجيل المرغوب .

١٢ - ٦- قياسات إضافية للاختلافات الوراثية النسبية :-

Additional measures for relative genetic variability

باستعراض المراجع العلمية يمكن أن يلاحظ أن عدد من المؤلفين أو الباحثون يهتمون بقياسات أخري غير درجة التوريث ، وذلك لاستخدامها في وصف الاختلافات الوراثية النسبية الموروثة في صفة ما . وفي هذه الحالة فأن Δg أي التحسين الوراثي المتوقع للوحدة المرغوبة دائما هذا ما يستخدم .

لقد استخدم ΔG في صورة نسبة مئوية من المتوسط للمحصول كمقاييس للمقارنة ، وقد استخدم كل من Burton and Devare المعامل الوراثي للأختلافات coefficient of variation G.C.V% ولقد نسب هو الأخر في صورة نسبة مئوية من المتوسط وذلك لإزالة وحدات القياس الخاصة بالمحصول .

ولقد اختبرت خمس مقاييس لخمسة صفات في محصول فول الصويا لتوضيح هذه النقطة كما في الجدول التالي (جدول رقم (١٢ -٥) . حيث كانت وحدة الانتخاب المستخدمة هي مكررتين في بيئتين . وتبين بيانات هذا الجدول مدى الاختلافات في التقديرات للمقاييس والصفات المختلفة.

جدول (١٢ - ٥) مقارنة عدة طرق التعبير عن الاختلافات الوراثية النسبية بمحصول فول الصويا.

G.C.V %	(ΔG/x`) 100	ΔG/2.06 Gy`	ΔG`	X`	الصفة
5	5	0.25	1.35	28.10	المحصول/ بوشيل / ايكر
6	10	0.61	4.35	45.30	ارتفاع النبات بالبوصة
3	5	0.71	3.22	59.70	النضج بالأيام
20	34	0.73	1.10	3.20	الرقاد
2	3	0.67	0.68	19.70	نسبة الزيت

ولعل كثرها استخداما :

ΔG/2.06 Gy`

حيث أن 2.06 هي K value عند شدة انتخاب % 20 وهى تساوى أيضا 1.76 عندما تكون شدة الانتخاب 10%.

١٢ – ٧ - اختبار المعنوية للمكافئ الوراثي Test of significant for habitability

بعد تعيين وتقدير قيمة H في هذه الدراسة ولكي نختبر معنويتها لابد من معرفة عدد البيئات وعدد المكررات وعليه فيمكن تقدير قيمة F وهي تساوي

$F = 1/(1 - H)$

وهذه تختبر بـ $P\{F > F_\propto\} = d$

حيث ان F ∞ المطلوبة والخاصة بالمعنوية عند مستوى ∞ من الاحتمال (قيمة ∝F = 1.96) .

عموما ، أوضح Graybill et al 1956 أنة يمكن اختبار معنوية المكافئ الوراثي باستخدام F عند مالا نهاية عند المستوى المعين .

<u>فإذا كانت</u> H > F at infinity- 1 /F at infinity

تكون القيمة معنوية .

١٢ ـ٨ ـالانحرافات في قيم المكافئ الوراثي Bais in the estimates of habitability

هناك بعض العوامل التي تسبب هذه الانحرافات وهي:

١ـ نوع التصميم المستخدم في التقدير او طريقة التقدير Design or the method use حيث نتوقع أن تختلف قيم (H) على حسب الطريقة المستخدمة لتقديرها وهناك عدة طرق لتقديرها منها طريقة معامل الارتداد والتي ذكرناها سابقا.

b offspring on parent = Cov.P.o/ var. parent = $1/2\ G^2A / G^2p = 1/2\ H$

b offspring on midperent = $1/2\ G^2A / 1/2\ G^2P = H$

وعيوب هذه الطريقة يرجع إلى تأثير G ×E نظرا لان الآباء تقيم في جيل مختلف عن جيل الأبناء حيث تكون استجابة الجيلين للبيئة مختلفة وهي جيل الآباء والأبناء.

٢ ـ أن المكافئ الوراثي بمعناها الجديد وهي مقدار التقدم من selection differential سوف يتأثر بنظام او طريقة الانتخاب وكذلك والمرجعية الوراثية للعشيرة reference population .

وعموما ، عند دراسة المكافئ الوراثي يجب ان نوضح:

١ـ طبيعة الصفة المدروسة ٢ـ نوع العشيرة population تحت الاختبار

٣ـ نوع الوحدات التجريبية ٤ـ نوع الانتخاب المستخدم بكل تقدير للمكافئ نفسه.

في حالة المحاصيل ذاتية التلقيح تقدر (H) عن طريق $Cov\ F_2 , F_3$

$b\ F_3\ on\ F_2 = S^2A + 1/2\ S^2D / S^2F_2$

وهذه تعطي تقديرات عالية تتناسب مع السيادة وبالتالي فمقدار التحيز أو الانحراف في التقدير في مثل هذه المحاصيل ستكون :

$(1/2)^{2n+k-4}\ S^2D$

وكما أوضحنا أن هناك طرق أخرى من تصميمات التزاوج المختلفة mating designs هناك عوامل أخرى يمكن إيجازها هنا بالتفصيل وهى :

ا - تداخل البيئة مع التركيب الوراثي G × E interaction

يؤثر هذا التدخل في زيادة قيمة المكافئ الوراثي في القيم المتوقعة فعند تقدير هذا المكافئ الوراثي في جيل واحد وتحت منطقة واحدة ولمدة عام واحد ستكون قيمتها

$$H = \frac{G^2A}{G^2A + G^2D + [(G^2Gl)/L] + G^2E / Lr}$$

حيث ان (G^2E) المكون البيئي، (r) عدد المكررات، (L) عدد المناطق او البيئات اما في حالة الاختبار تحت ظروف اخرى مثل عدة مناطق فان القيمة ستصبح

$$H = \frac{G^2A + G^2Gl}{G^2A + G^2D + G^2Gl + G^2E / r}$$

أي أن القيمة في الحالة الثانية ستكون قيمتها اكبر من الحقيقة في وجود تفاعل بين البيئة والوراثة.

قيمة المكافئ الوراثي يمكن تقديرها تحت ظروف عدة مناطق بمعنى أنة إذا كانت المساحة الموجودة كبيرة فيمكن تقسيم هذه المساحة الواسعة الى عدة تحت مناطق محددة restricted zone لتقليل تأثير (G × E) على قيم وتقديرات المكافئ الوراثي.

ب - التأثير البيئي Environmental effect

يسبب العامل البيئي تقديرات عالية للمكافئ الوراثي فعند زيادة عدد المكررات لعدد من البيئات فنحن نتوقع أن تكون قيمة المكافئ الوراثي عالية بالمقارنة عما لو قدرت لنفس الصفات تحت ظروف تجارب التربية حيث العدد من المكررات محدود في مثل هذه الظروف الأخيرة كذلك يؤثر حجم القطعة التجريبية على قيمة المكافئ الوراثي.

مما سبق يتضح أن اللفظ الذي كان يعنيه Lush إنما يقصد به درجة التوريث أو الكفاءة الوراثية للوحدات الفردية وهذا اللفظ عديم الفائدة بالنسبة لمربي النباتات وعليه، فقد بدأ باستخدام المكافئ الوراثي بالمعنى المحدد heritability in restricted Concept or mean وعليه ، فيكون الغرض من ذلك هو التنبؤ بمقدار الاستجابة من الانتخاب وقد عرف Hanson المكافئ الوراثي بأنه:

Fraction of phenotypic variability for a defined reference unit to be transmitted to progeny.

أي هو ذلك الجزء من التباين المظهري المحدد والذي ينقل أو ينتقل إلى الانسال . وعلى هذا فقد اصبحت كلمة المكافيء الوراثي محددة بجيل معين ومرتبطة بطريقة الانتخاب وحيث أن

$$y = m + b (x`s - xo)$$

حيث Y = متوسط الجيل التالي mean of next generation

M = المتوسط العام general mean

b = هي اعتماد الاباء على الابناء

X`s = المتوسط المنتخب

X0 = المتوسط الاصلي

$$\Delta g = b (x`s - x`o)$$

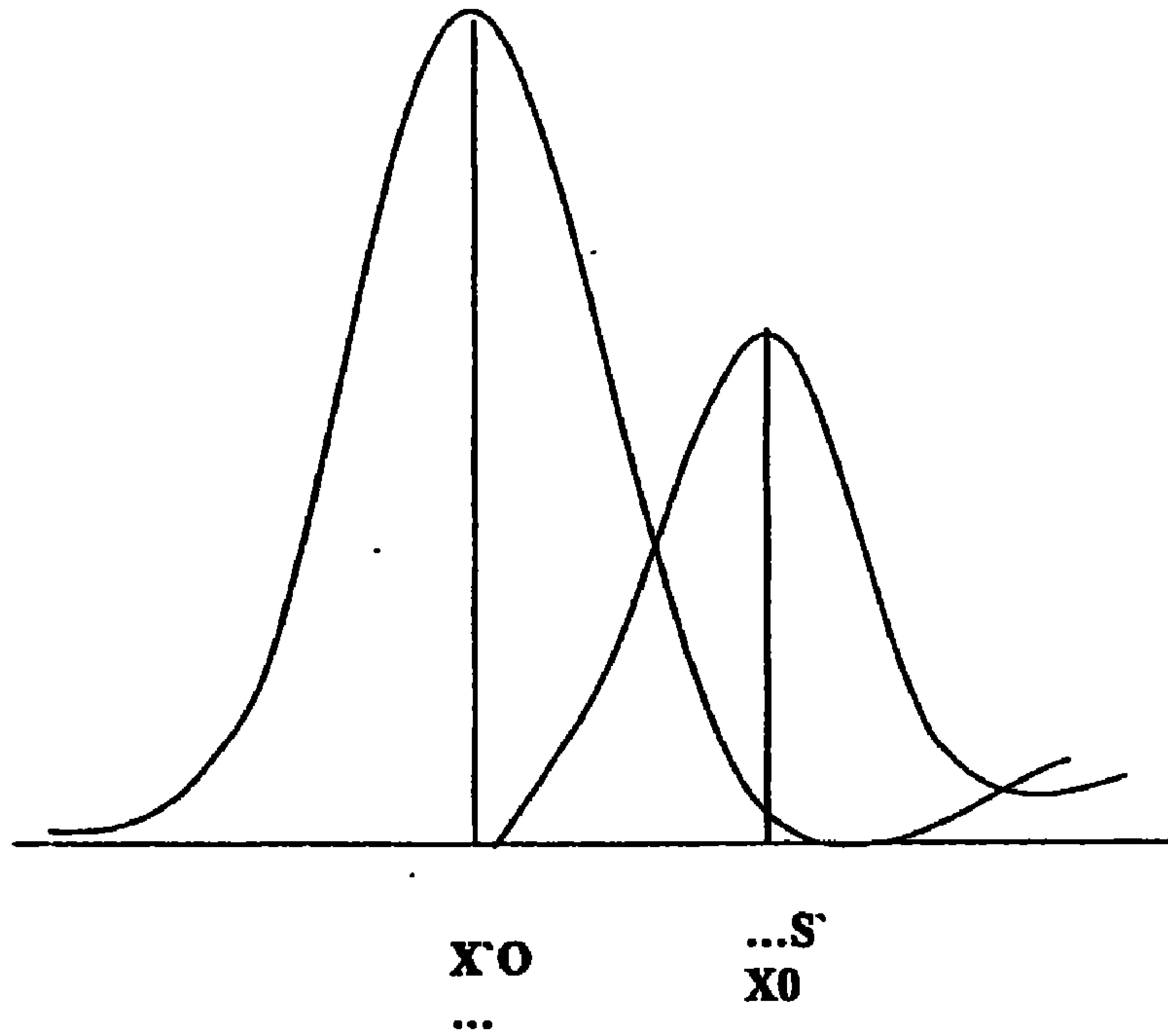
$$b = (G^2A / G^2ph)\ b = \frac{\Delta g}{x`s - x`o} = \frac{(x`p - xo)}{x`s - x`o}$$

$$\Delta g = G^2A / G^2ph (x`s - x`o)$$

$$H = \frac{\Delta g}{\text{selection differental}} = \frac{(x`p - x`o)}{(x`s - x`o)}$$

حيث ان x`p = متوسط النسل، x`s = متوسط الافراد المنتخبة ، x`0 = متوسط الاباء

ويمكن توضيح ذلك على الرسم المقابل التالي.



(x`s – x`o) = Selection differential

١٢ –٩- أهمية دراسة الكفاءة الوراثية أو المكافيء الوراثي

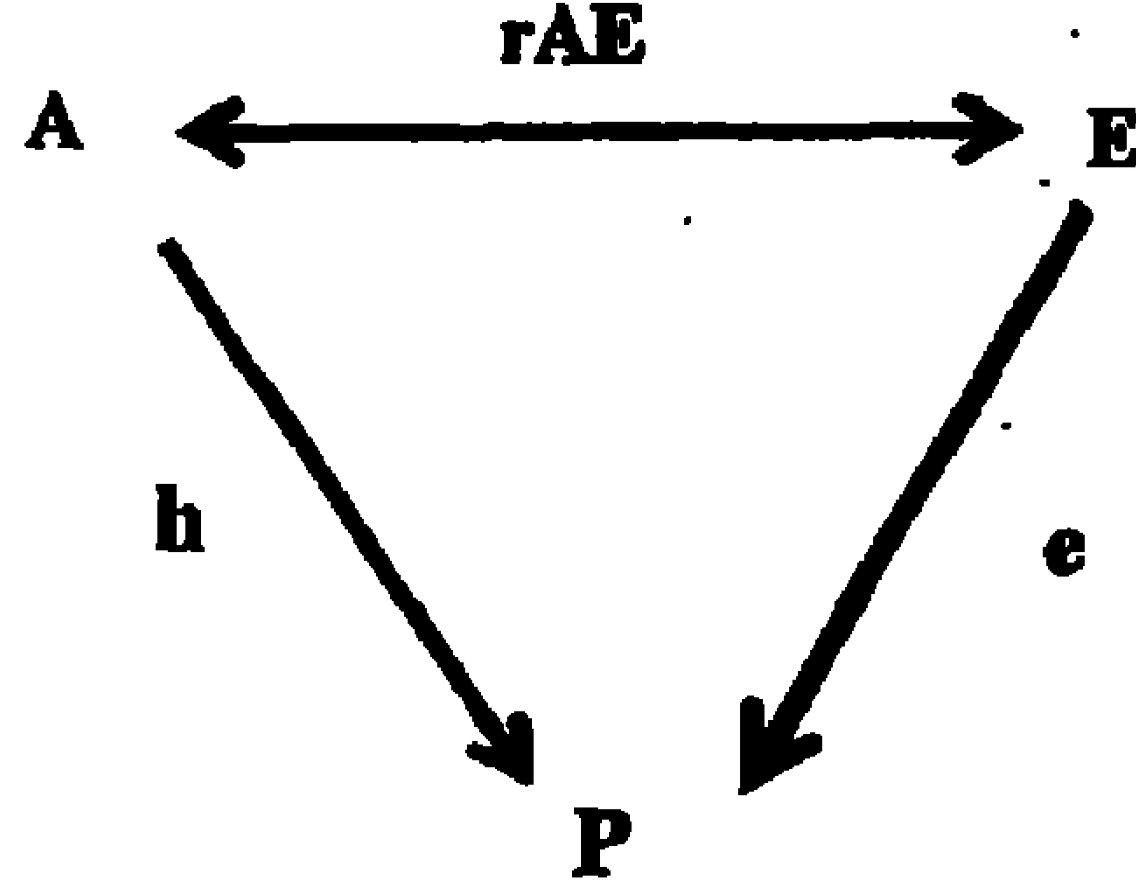
أوضح Javier Batran 1998 أهمية دراسة Heritability في النقاط التالية :

أ- الصفات ذات المكافئ الوراثي (h^2) المرتفع يمكن تحسينها في وقت قصير وتلك تحتاج إلي تقييم أقل less evaluation .

ب- الصفات الصفات ذات المكافيء الوراثي المرتفع يصلح لها إجمالا طرق الانتخاب الإجمالي لتحسينها عن طرق الانتخاب العائلية family selection.

ت- في تقدير مدي التقديم الوراثي genetic gain عند ممارسة الانتخاب حيث أن $G = h^2D$.

وقد أوضح Sewall wright أهميتها في دراسات معاملات المرور path coefficient كما يلي



حيث أن E, A هي المسببات causes ، P هي التأثير وعليه فمعامل المرور من A إلي P يمكن التعبير عنه كما يلي :

$H = S p . A / SP \longrightarrow h^2 = S^2A / S2P$

حيث أن Sp.A هي الانحراف القياسي لـ P الراجع إلي تأثير A

وكما هو معروف وقد أوضحنا ذلك مسبقاً فأن للمكافئ الوراثي أو الكفاءة الوراثية لها مفهومين أو معنيين هما :-

١ - الكفاءة الوراثية بالمعني الواسع

Broad sense heritability

وهي النسبة ما بين التباين الوراثي الكلي إلي التباين المظهري phenotypic أي أن

$H = h^2 b = S^2G / S^2P$

٢- الكفاءة الوراثية بالمعني الضيق

Narrow sense heritability

وهي النسبة ما بين التباين الوراثي المضيف additive variance أو القيم التربوية . Breeding values إلي التباين المظهري . وفي هذه الحالة تكون h^2n أي هي قيمة ارتداد القيمة التربوية علي القيمة المظهرية وتلك يمكن التعبير عنها كما يلي :

$$h^2 n = S^2A/S^2P$$

١٢ – ١٠ - تقديرات الكفاءة الوراثية أو المكافيء الوراثي **Estimation of h^2**

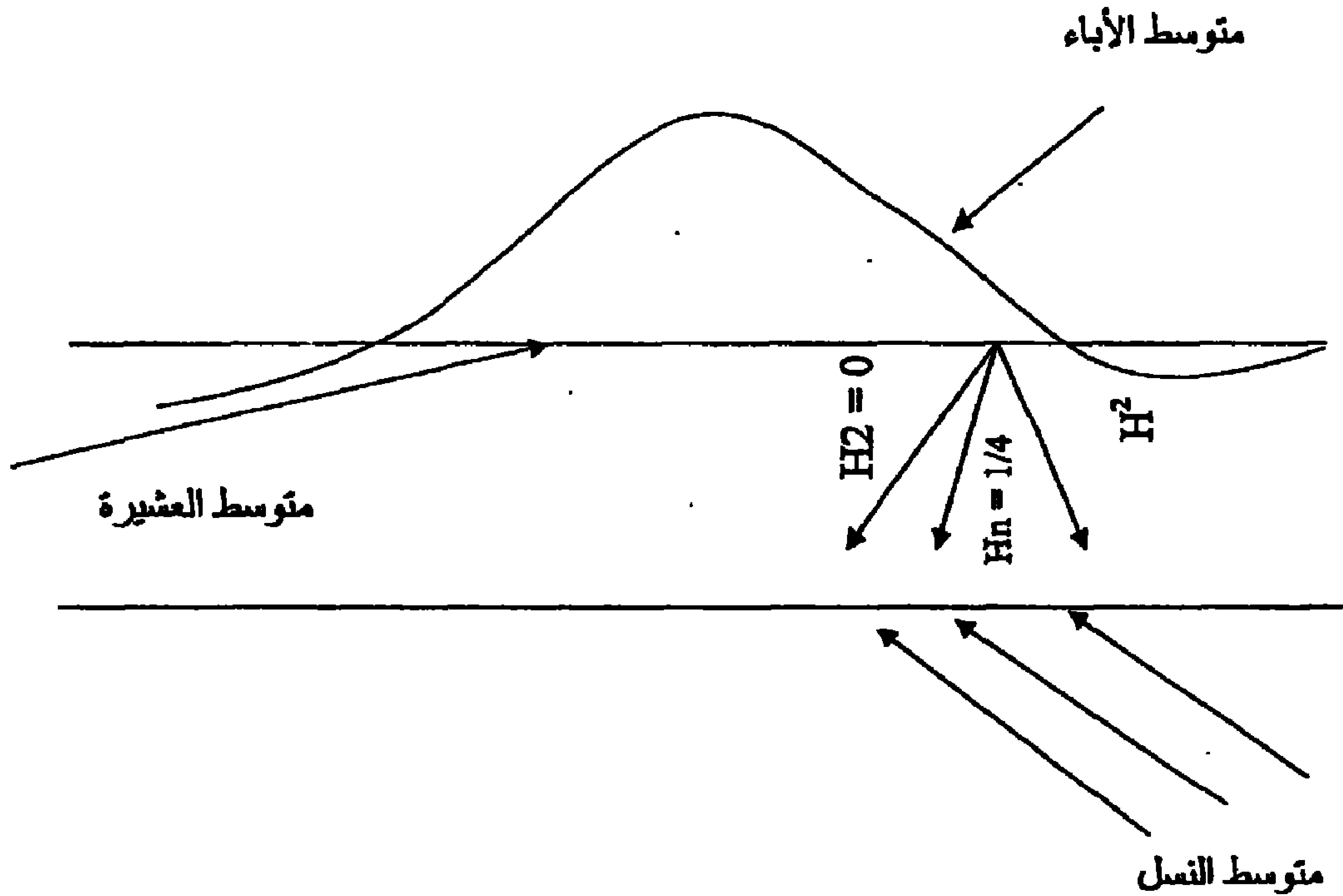
١- يمكن الحصول علي جزء التباين الوراثي الكلي في حالة حساب (h^2b) من جدول من جدول تحليل التباين .

٢- في حالة حساب (h^2n) فهي تعتمد علي حسابات علاقات السبب Relationships among relatives

ويوضح الجدول التالي قيم (h^2n) في حالات مختلفة من علاقات النسب وبطرق مختلفة.

Relatives	Cov . (W/ 0 epistasis)	Regression or Correlation (t)
P (1) – 0	½ S^2A	$b = ½ h^2$
MP – 0	½ S^2A	$b = h^2$
H.S	¼ S^2A	$t = ¼ h^2$
F.S	½ S^2A + ½ S^2A	$t > ½ h^2$

ويمكن توضيح أهمية دراسة الكفاءة الوراثية أو المكافئ الوراثي لعملية الانتخاب $h^2 = R/S$ من خلال الرسومات البيانية التالية :



وتلك الرسومات البيانية خاصة لدورتين من الانتخاب وعندما تكون قيمة المكافئ الوراثي = 1/3 لصفة ما . وعليه فأن في كل جيل نسلي سوف تتحرك المتوسطات فيها بمقدار 1/3 عن متوسط العشيرة الأبوية أو الأصلية.

١٢ ـ ١١ ـ تقديرات المكافئ الوراثي أو الكفاءة الوراثية في الأجيال أو الأنسال المختلفة :

$1 - H = S^2F_2 - S^2 F_1$ Burton 1951.Agron . J . 43: 409 – 417)

$$2\text{-} H = \frac{[\,2S^2F_2\ (S^2P1\ S^2P_2)\,]^{1/2}}{S^2F_2}$$

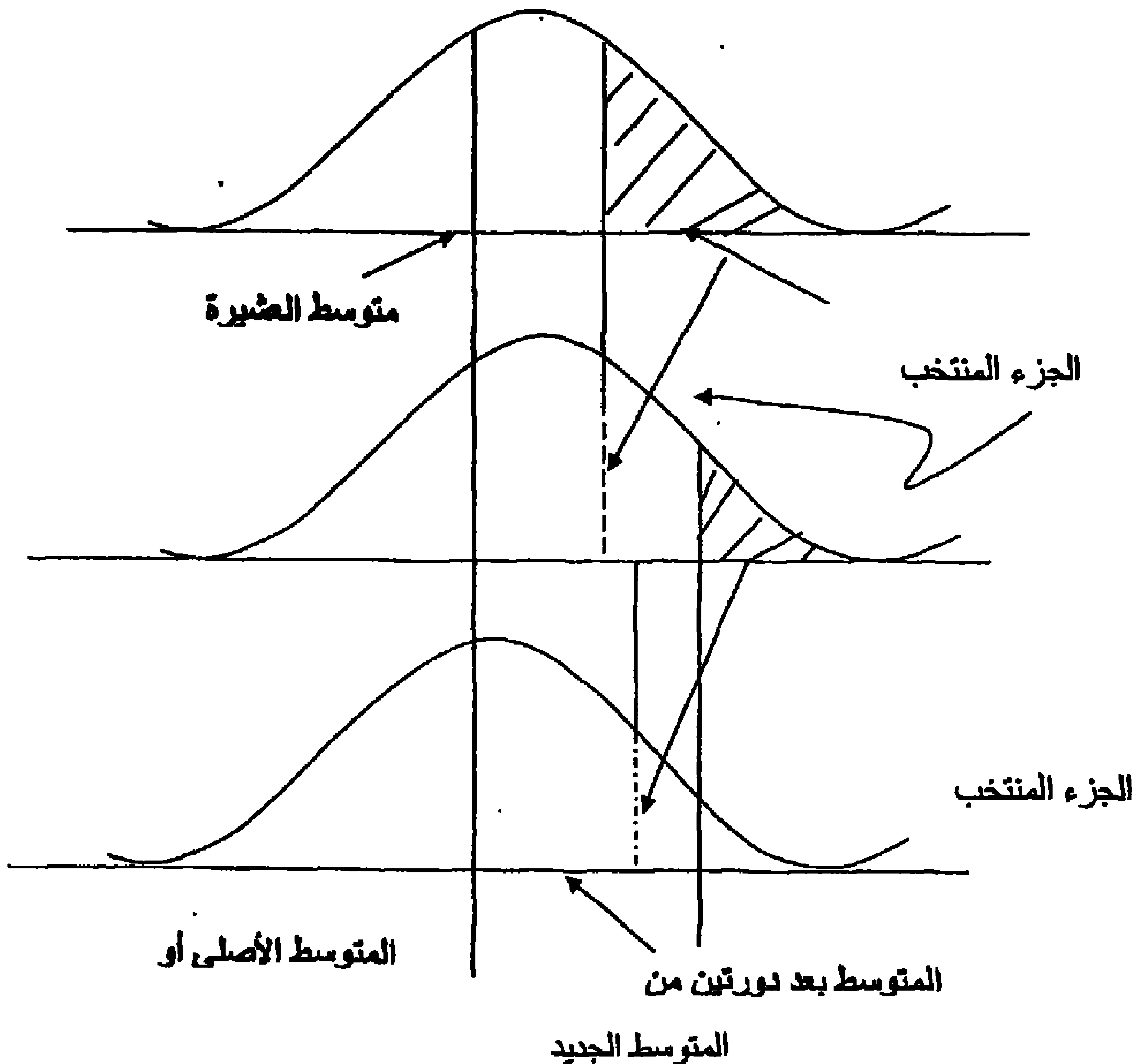
Mahmoud and Kramer 1951 . Agson . J 43 : 605 - 609

$$3 - h^2n = \frac{[\,2S^2F^2 - (\,S^2BC1 + S^2BC2\,)\,]}{S^2F_2}$$

Warner . 1952 . Agron . J 44. 427 – 430

$$4 - H = \frac{[\,S^2F2 - (\,S^2P1\ S^2P2\ S^2F1\,)^{1/3}\,]}{S^2F_2}$$

Weber and Moorlhy 1952 Agron . 44: 402 – 209



١٢ -١٢ ـ العوامل التي تؤثر على تقديرات المكافئ الوراثي

Factors affecting heritability estimates

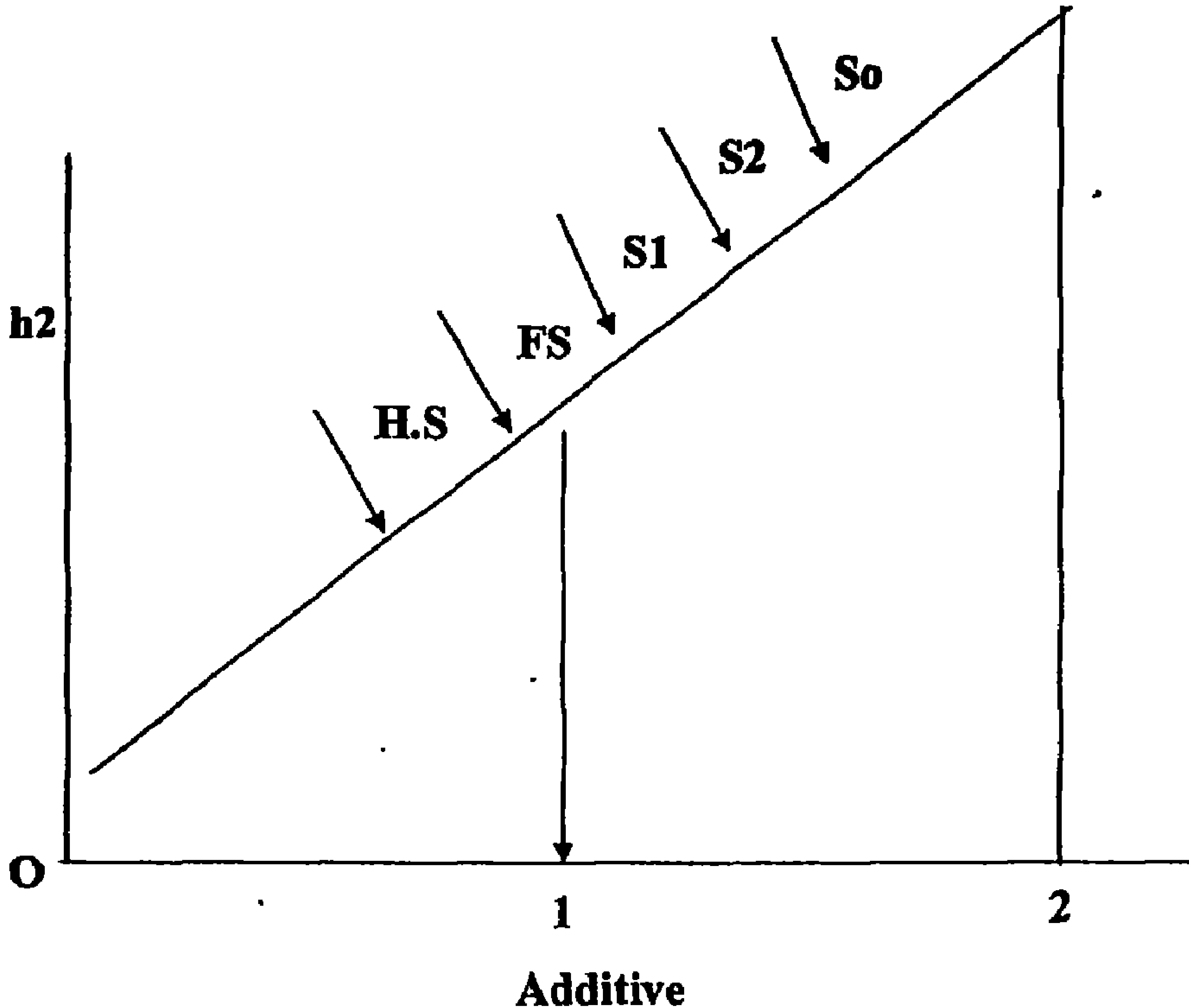
١- العوامل البيئية ، وخاصة التفاعل البيئي الوراثي .

٢- أصول العشيرة . Reference . P أي مقدار التربية الداخلية amount of inbreeding

٣- حجم العينة المقيم فيها (h^2) ومدي تمثيلها للعشيرة ويجب أن يكون تمثيل أو اختيار العينات عشوائيا ، فإذا انتفي هذا الشرط فأن النسبة ما بين التباين الوراثي والمظهري يعرف ما يطلق عليه Repeatability وليس heritability بالمفهوم المتعارف علية .

٤- طريقة تقدير المكافيء الوراثي . ويجب أو ينبغي أن يكون علي أساس وحدات انتخاب on the bases of selection units

٥- اختلاف الأجيال والأنسال.المقدر فيها المكافيء الوراثي حيث تختلف فيها مكونات التباين الوراثي المضيف والسيادي . وهذا ما يوضحه الرسم البياني التالي :-



١٢ ـ ١٣ ـ تقديرات المكافئ الوراثي في الوحدات التجريبية المختلفة :-

Heritabilities for different experimental units

1- Heritability on single – plant basis without blocking :

$$h^2 = \hat{S}^2g / \hat{S}^2w + \hat{S}^2 + \hat{S}^2ge + \hat{S}^2g$$

حيث أن h^2 هي المكافئ الوراثي على أساس النبات الفردي مقدرة بدون وجود قطاعات او مكررات.

2- Heritability on single – plant basis with blocking :

$$h^2 = \hat{S}^2g / \hat{S}^2w + \hat{S}^2ge + \hat{S}^2g$$

وهى هنا مقدرة على أساس النبات الفردي بوجود مكررات أو قطاعات

3- Heritability on plot or individual experimental unit basis :

$$h2 = \hat{S}^2 / \hat{S}^2g + \hat{S}^2ge + (\hat{S}^2w / n) + \hat{S}^2 \quad (S^2 = \text{experimental error})$$

$$= \hat{S}^2g / \hat{S}^2g + \hat{S}^2ge + \hat{S}^2g$$

$$\hat{S}^2g = \hat{S}^2w / n + \hat{S}^2 = \text{experimental error}$$

N = no. of plants in a plot

وهى هنا مقدرة على أساس القطع أو الوحدات التجريبية

4- Heritability on genotypic – mean (entry) basis .

$$h^2 = \hat{S}^2g / \hat{S}^2g + (\hat{S}^2 ge /e) + \hat{S}^2e + re$$

وهى هنا مقدرة على أساس متوسط تركيب وراثي.

١٢ ــ١٢ ـ تقديرات المكافئ الوراثي والتكرار الجيني :-

Heritability and gene frequencies

وكما هو معروف فأن مكونات التباين الوراثي وعلي مستوي الموقع الوراثي تتأثر بحالتي التكرارات الجينية والتفاعل بين المواقع الوراثية أي أن :

$S^2A = 2Pq [a + (qp) d]^2$ and $S^2D = 4 p^2q^2d^2$

وطالما وان قيمتي التباينات الوراثية المضيفة والسيادية تتأثران بالقيم المختلفة من التكرار الجيني وفى الأجيال المتتابعة ، فأن قيمة درجة التوريث أو المكافئ الوراثي سوف تتأثر بذلك . وقد سبق لنا توضيح ذلك من خلال عدة رسوم بيانية في احد الفصول السابقة (الفصل الأول) عند التطرق غالى موضوع التكرار الجيني وعلاقته بالمتوسطات ومكونات التباين الوراثي) . أيضا يمكن الرجوع لبعض المراجع العلمئة التالية لمزيد من التفصيل :

Falconar 1961 , Allard 1960 and Fery1975 (Notes in plant breeding – Agronomy Dep. – Alex. University) , Hallauer and Miranda1981 and 1998 .Jevier Barian 1998 (Advanced courses in plant breeding, Agro.986, College Station ,Texas,USA,)

اخيراً، فقد لخص Hallauer & Miranda (1988) بعض القيم للمكافيء الوراثي لعدة صفات في الذرة الشامية وهي كما يلي :-

Heritability Estimates (%)	Traits

> 70	Percent of oil , No. of tillers
$50 < h2 < 70$	Plant and ear height , Kernel row , days to flower, grain moisture
$30 < h2 < 50$	N0. of ears , eas length , ear diameter, Kernel weight, hush extension , cob diameter
$h2 < 30$	Grain yield, Kernel depth

وبناءا علي ما سبق تقديمه، فأن مقدار التقدم الوراثي المتوقع الحصول عليه عند ممارسة الانتخاب يتوقف علي قيم المكافئ الوراثي ($R = ih^2 SP$) . أي أن المكافئ الوراثي يتضح أهميته في تحديد وضبط طريقة التربية الملائمة لتحسين الصفات المختلفة ، بمعني أن الصفات ذات المكافئ الوراثي العالي يصلح معها الانتخاب في النباتات الفردية individual plant cases .وعلي الجانب الأخر ، يكون الانتخاب للنبات الواحد single plant selection أو الفردي غير فعال في حالة الصفات ذات المكافئ الوراثي المنخفض وعليه يكون الانتخاب في الطرز المختلفة للعائلات فعالا أو مهما Type of family selection ، كذلك يكون توسيع دائرة أو تكرار تقييم الأجيال أو الأنسال الانتخابية أمر بالغ الأهمية خاصة في حالة الصفات ذات المكافئ الوراثي المنخفض (Jevier Batran 1998) .

الفصل الثالث عشر

الانتخاب

Selection

١٣ - ١ - مقدمة

يمكن تعريف الانتخاب بأنه العملية التي يكون الغرض منها التحكم في نسل تراكيب وراثية معينة أي أنه :

Selection can be defined as non random differential reproduction for genotypes artificial or natural.

والانتخاب أما أن يكون طبيعيا أو صناعيا وعموما الانتخاب الطبيعي ليس له غرض محدد ولكن في معظم الأحيان يكون الغرض منه هو زيادة fitness الخاصة بالعشيرة حيث أن الانتخاب الطبيعي تفرضه الظروف الطبيعية (أي أن الانتخاب الطبيعي يعمل علي زيادة تراكيب وراثية معينة) أما الانتخاب الصناعي فأهدافه محددة ويحددها مربي النباتات أو الحيوان ويمكن تحديد أغراض الانتخاب الصناعي في ثلاثة أهداف أساسية نوضحها هنا بالتفصيل.

١٣ - ٢ - أهداف الانتخاب:-

ا - تعديل متوسط العشيرة

1- Modification of mean (directional selection)

أي تعديل متوسط العشيرة إلي أي اتجاهه سواء بالنقص أو الزيادة حسبما يريد المربي وطبيعة الصفات تحت الانتخاب.

ب - تقليل الاختلافات بالعشيرة

2- To reduce the variability

والغرض من ذلك هو تنقية بعض الأصناف وتقليل الاختلافات بداخلها وهذا ما يطلق عليه stability selection بمعني أننا ننتخب في داخل الصنف للمواصفات القياسية الأساسية للصفات. ويكون الغرض من ذلك المحافظة علي الصنف نفسه. فالانتخاب يعني في هذه الحالة المحافظة علي

المتوسط العام للعشيرة ثابت باستمرار، ويجوز أن يجري الانتخاب بين الأفراد المتطرفة extremes والتهجين فيما بينهما حتى يظل المتوسط العام للصنف باستمرار كما هو

ج – اختزال المدى في العشيرة في اتجاه واحد أو اتجاه معين أو نحدد .

3- To reduce the range of the population in one direction

والمقصود من الانتخاب في هذه الحالة هو إحداث تغيرات أو اختلافات وراثية أي الانتخاب في طرفي أفراد العشيرة ثم إجراء كل التهجين الممكنة بين كل طرف علي حده ومن شأن هذا إن يؤدي إلي انعزال العشيرة الأصلية إلي عشيرتين .-

ويهم هنا دراسة gain under selection فقد سبق وأن ذكرنا فأننا ننتخب للـ Certain genotype أي ننتخب للتركيب (AA) ولكن الذي ينقل أصلا أو في الواقع هو متوسط تأثير الجين نفسه وليست التركيب الوراثي أي الذي ينقل هنا هو A وبعبارة أخري أن الانتخاب كان علي أساس (AA) ولكن انتقاله للجيل التالي يكون علي هيئة متوسط تأثير هذا الجين عند إجراء الانتخاب أي S^2A وفي حالة الموديلات الارتدادية . regression model نجد أنه

$$Y = Y` + b ( x – x`)$$

$$Y – y = b (xo – xo)$$

حيث أن y`–y هو عبارة عن gain under Selection أي هي مقدار اختلاف جيل الإباء عن جيل الأبناء .

b هي عبارة عن المكافئ الوراثي علي أساس ارتداد النسل علي الإباء وتساوي (h^2)

(x` - x`s) عبارة عن الفارق الانتخابي selection differential وفي حالة التوزيعات الطبيعية يعتبر selection differential دليل علي شدة الانتخاب أو selection intensity فكل ما ازدادت شدة الانتخاب كلما قلت قيمة الفارق الانتخابي والعكس هو الصحيح .

وواضح أن متوسط العشيرة تحت الانتخاب يتوقف علي مدي اختلاف متوسط المجموعة المنتخبة عن المتوسط العام للعشيرة الأصلية (X0 - ys) وعليه فيمكن التعبير عن المعادلة السابقة كالأتي :-

$y - y` = h^2 (x`0 - y`s) \quad = h^2$ (selection differential)

h^2 يعني المكافئ الوراثي بالمعني المحدد والسابق توضيحه heritability in the restricted sense. وهناك جداول خاصة توحد العلاقة ما بين (N) أي حجم العشيرة المنتخبة و (i) أي شدة الانتخاب و selection differential (k) . ويوضح الجداول التالي جزء من هذه العلاقة .

حجم العشيرة

شدة الانتخاب i	N 10	N 50	N100
0.01	----	---	2.67
0.05	---	---	2.06
0.10	1.54	1.70	1.75
0.20	1.27	1.37	1.40
0.30	1.07	1.14	1.16
0.40	0.96	0.95	0.96
0.50	0.74	0.79	0.80
0.60	---	0.63	---

عندما تكون شدة الانتخاب (i) ١٠% من الأفراد تكون (k) ١،٧٥ وهكذا وهذه القيم مقدرة وصورة وحدات انحراف قياسي عن المتوسط.

وبناء علي ما سبق نقول أن التقدم المتوقع من جراء تطبيق الانتخاب يكون محددا بهذه المعادلة:

$$\Delta g = h^2 . K . SP$$

حيث أن h^2 هي المكافئ الوراثي، K الفارق الانتخابي محددا بشدة انتخاب معينة وبإعداد معينة من أفراد العشيرة (n & I) SP هي الانحراف القياسي للشكل المظهري .

١٣ ـ ٣ ـ العوامل التي تؤثر علي الاستجابة الانتخابية : هناك سبعة عوامل تؤثر في ذلك وهي :-

١) معدل التغير في البيئة – كالإصابة الحشرية أثناء إجراء انتخاب لصفة رئيسية كالمحصول .

٢) التحول بين الاختلافات المضيفة إلي غير المضيفة – وهذا الأمر شائع في محاصيل ذاتية التلقيح حيث يحدث عادة أن يكون هناك استجابة في الدورات الأول للانتخاب ثم تتوقف هذه الاستجابة نتيجة استفادة العوامل الوراثية المضيفة حيث يحدث تثبيت سريع للعوامل الوراثية من هذا النوع .

٣) التفاعل مابين البيئة الوراثية . ونتيجة هذا يحدث تضليل للانتخاب حيث تحجب الرؤية أمام المربي لانتخاب التراكيب الجيدة.

٤) حدوث الطفرات في اتجاه معاكس للانتخاب .

٥) تعدد أغراض الانتخاب في أن واحد .

٦) التضاد بين الانتخاب الطبيعي والصناعي والمقصود هنا هو ترك العشيرة بعد عدة دورات من الانتخاب الصناعي – فيحدث لها بعد ذلك ارتداد للعشيرة الأصلية بفعل الانتخاب الطبيعي .

٧) غياب الشدة اللازمة للانتخاب .

١٣ ـ ٤ ـ أنواع الاستجابة من الانتخاب :

١ـ عدم حدوث أي استجابة **Lack of response** وهذا يعني أنه لايوجد في العشيرة أي نوع من التأثيرات الوراثية الإضافية أو أن البيئة تلعب دور كبير في التأثير علي الصفة .

٢ـ **الاستجابة المتذبذبة Fluctuation of response** وهذا يعني أن هناك دورات يحدث فيها استجابة وأخري تنعدم أو تقل فيها مقدار الاستجابة اى أن هناك تذبذب من دورة لأخري بمعني أنه في دورات الانتخاب لفترات طويلة ربما يحدث في أحدي الدورات استنفاد للعوامل الإضافية التأثير . ولكن كنتيجة لحدث التلقيح العشوائي أن تتكون تراكيب وراثية جديدة بهذا يحدث بعدها استجابة للانتخاب وعموما فهذه الاستجابة مرتبطة بحال Fattiness .

٣ـ الاستجابة البطيئة Slow response ومثال ذلك التجربة الشهيرة التي استخدم فيها طريقة الكوز للخط في الذرة الشامية حيث ابتدأت عام ١٨٩٦ للباحث Hopkins في محطة تجارب

الينوى. والصفتين الأساسيتين اللتين اختيرتا للانتخاب هي صفة البروتين التالي والمنخفض وصفة الزيت العالي والمنخفض . ونتائج الخمسين جيل للانتخاب لهاتين الصفتين أوضحها كل من woodworth , Long and Jugenheimer عام ١٩٥٢ وقد أجريت هذه التجربة علي الصنف Burr white variety . وقد نفذت التجربة بطريقة طريقة الكوز للخط في ٢٨ جيل الأول في حين الانتخاب الإجمالي نفذت في ٢٢ جيل الأخرى بطريقة Within intra– strains والمتحكم في تلقيحها . وقد بدأ بهذا الصنف وعندما كانت نسبة الزيت له ٤,٧% ومتوسط البروتين ١٠,٩% وبعد ٥٠ جيل من الانتخاب وصل متوسط نسبة الزيت العالي إلي ١٥,٤% ونسبة الزيت المنخفض إلي ١% ومتوسط البروتين العالي إلي ١٩,٥% ونسبة البروتين المنخفض إلي ٤,٩% وأوضحت النتائج أن هناك تقدم في الانتخاب لنسبة البروتين المنخفض ونسبة الزيت المرتفع في حين التقدم كاد يكون منعدما في نسبة البروتين العالي ونسبة الزيت المنخفض وهذا في خلال ١٥جيل الأخيرة أي أن هناك بطيء في الاستجابة للانتخاب . وبقياس معامل الاختلاف أو ثابت واينبرج من معادلة وانبرج Winberg formula – فقد اتضح أنه لم يتغير بالنسبة لنسبة الزيت العالي ولكن معامل الاختلاف للزيت المنخفض ارتفع بصورة معنوية في حين ثابت وانبرج تغير بصورة بسيطة وغير فعالة . ونسبة للبروتين المنخفض كان المعاملين منخفضين . هناك ثمانية أجيال من التلقيح العشوائي ابتداء من ٢٩٣٤ وحتى عام ١٩٤١ لمقارنة الانتخاب العادي بالطريقة السابقة وكان متوسط الاختلافات ما بين الطريقتين متراوحا ما بين ٢٢، % لنسبة الزيت المنخفض ، ١,٤٩% نسبة الزيت المرتفع . وكل التغيرات الناتجة عن Random M. لم تؤثر علي المتوسط العام للصنف الأصلي . بعد ذلك وفي عام ١٩٤٨ اتبع Reverse selection بمعني الانتخاب يكون في داخل المنخفض للعالي والانتخاب داخل المرتفع للمنخفض وذلك لمعرفة هل الانتخاب يكون علي أساس S^2A أو علي أساس heterogynous واتبع هذا لمدة جيلين فقط وقد أوضحت النتائج أن نسبة الزيت المرتفع ونسبة البروتين المرتفع ونسبة البروتين المنخفض بهما مقدار من التباين الوراثي يسمح بإجراء وفعالية الانتخاب . فمثلا في حالة الزيت العالي ١٣,٤٥% أمكن بالانتخاب الوصول وحتى ١٤,٦٦ في الاتجاه العالي ، ٩,٩٧ في الاتجاه المنخفض وكذلك في حالة الزيت المنخفض ١ ٧٦، أمكن الانتخاب في الاتجاهين العالي ١,٨٤% المنخفض إلي ٦٥% أي أن هناك ما زال (S^2A) يمكن أن تلعب دور في عملية الانتخاب وأن كان الانتخاب في نسبة الزيت بإتباع طريقة Reverse selection ليس

واضحا ومؤكدا بشكل قاطع ويرجع النجاح في ذلك كله للأسباب التالية كما لخصها Jugenheimer عام ١٩٥٨

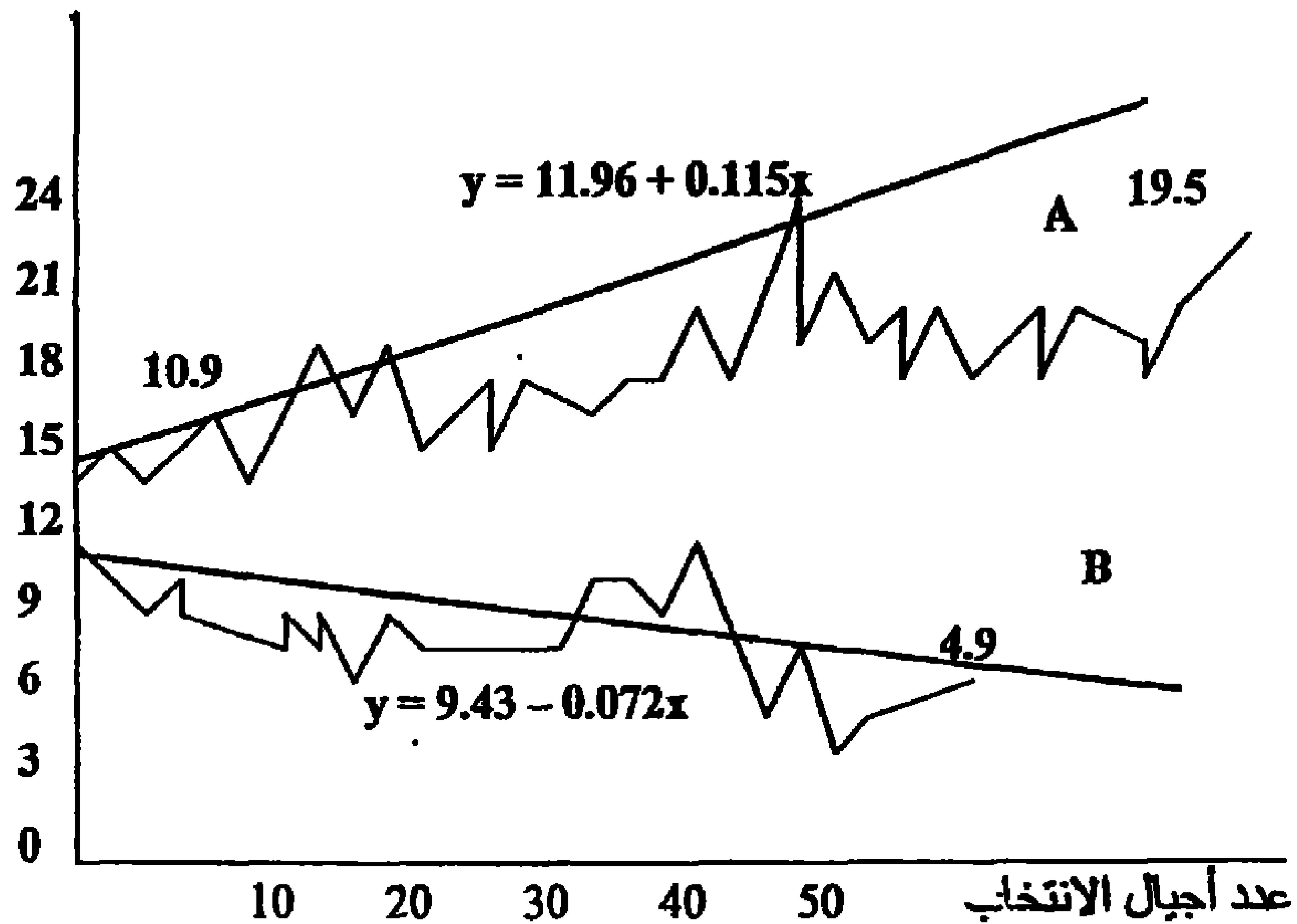
١) سهولة قياس الصفة تحت الدراسة

٢) الانتخاب اتبع لعدة سنوات متتالية ولمدة طويلة من الأجيال .

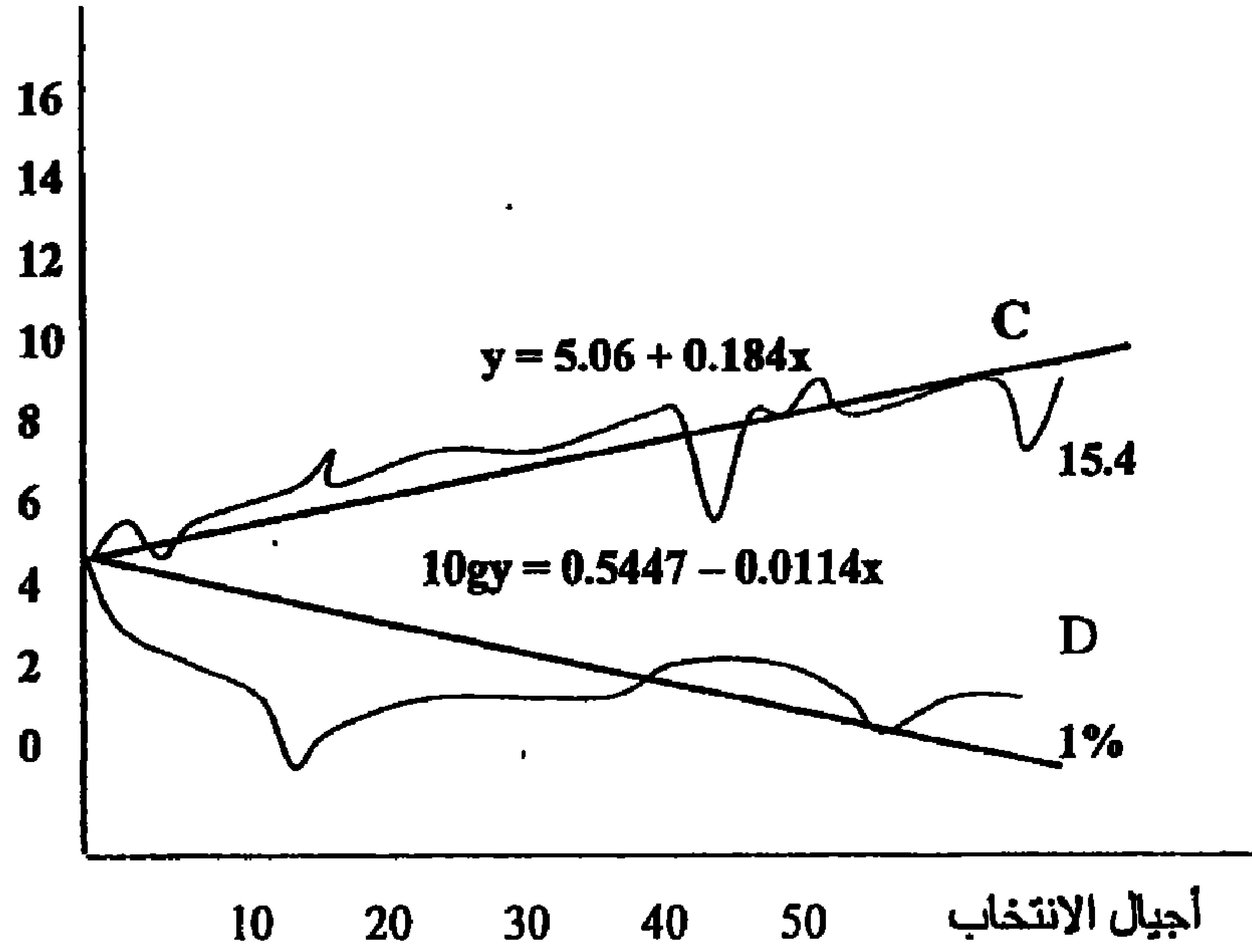
٣) انعدام التربية الداخلية باستخدام وسائل عزل القطع التجريبية والتلقيح اليدوي.

ويوضح الشكل التالي مقدار الزيادة والنقص في نسب الزيت والبروتين نتيجة الانتخاب المستمر لمدة أكثر من ٥٠ جيل (شكلي ١٣- ١ & ١٠-٢)

تأثير خمسين جيل من الانتخاب للبروتين والزيت (A بروتين عالي،B بروتين منخفض،C زيت عالي،D زيت منخفض)



شكل (١٣ – ١) الانتخاب للبروتين



شكل (١٣ – ٢) الانتخاب للزيت

١٣ ـ ٥ ـ تعدد إغراض الانتخاب

Multiplicity of effectives in selection

قد يهتم المربي أحيانا بأكثر من صفة واحدة عند إجراء الانتخاب والبعض الآخر يحاول علي الأقل إحداث تغير في أحدي الصفات مع تثبيت ما في الصفات الأخرى . وهناك وسائل مختلفة للانتخاب في حالة تعدد الصفات المنتخب لها أهمها :

1. Tandem selection
2. Independent culling
3. selection index

وفي الطريقة الأولي يكون الانتخاب بصفة واحدة وإهمال الصفات الأخرى.

وفي الطريقة الثانية يكون الانتخاب لعديد من الصفات في وقت واحد.

وفي الطريقة الثالثة يكون الانتخاب علي أساس القيم الوراثية الكلية وهذا ما يعرف بدلائل أو مدلول الانتخاب . وسوف نناقش في الصفحات التالية هذه الطرق والمقارنة بينهما .

١ـ الانتخاب المتسلسل Tandem selection

والغرض من هذه الطريقة هو إجراء الانتخاب عدة أجيال متتالية حتى تصل بالصفة تحت الانتخاب لمستوي معين وبعد ذلك نبدأ للانتخاب للصفة التي تلي ذلك وهكذا. ويعاب علي هذه الطريقة في تواجد ارتباط بين الصفات قد يؤثر علي مجري الانتخاب للصفات بعضها والبعض الأخر .

٢ـ انتخاب المستويات Independent culling

والغرض من هذه الطريقة هو إجراء الانتخاب لعدة صفات لمستوي معين في آن واحد علي المواد المتاحة لدي المربي.

٥ـ دلائل الانتخاب selection index

وهذه الطريقة مبنية علي معادلة محسوبة تعطي قيمة عددية لكل نبات تعتبر محصلة لقيمة كل فرد مضروب (x) في معامل ما محسوب علي أساس التباين الوراثي والتباين المظهري والقيمة الاقتصادية لهذه الصفة ، بمعني أن المربي سيكون معادلة انتخاب علي أساس القيمة الاقتصادية للصفة وعلي أساس الكفاءة الوراثية للصفة نفسها وعلي أساس علاقة هذه الصفة بالصفات الأخري وهذا ينتج عنه دليل index عام للنبات الذي يريد انتخابه وهذه هي المعادلة العامة .

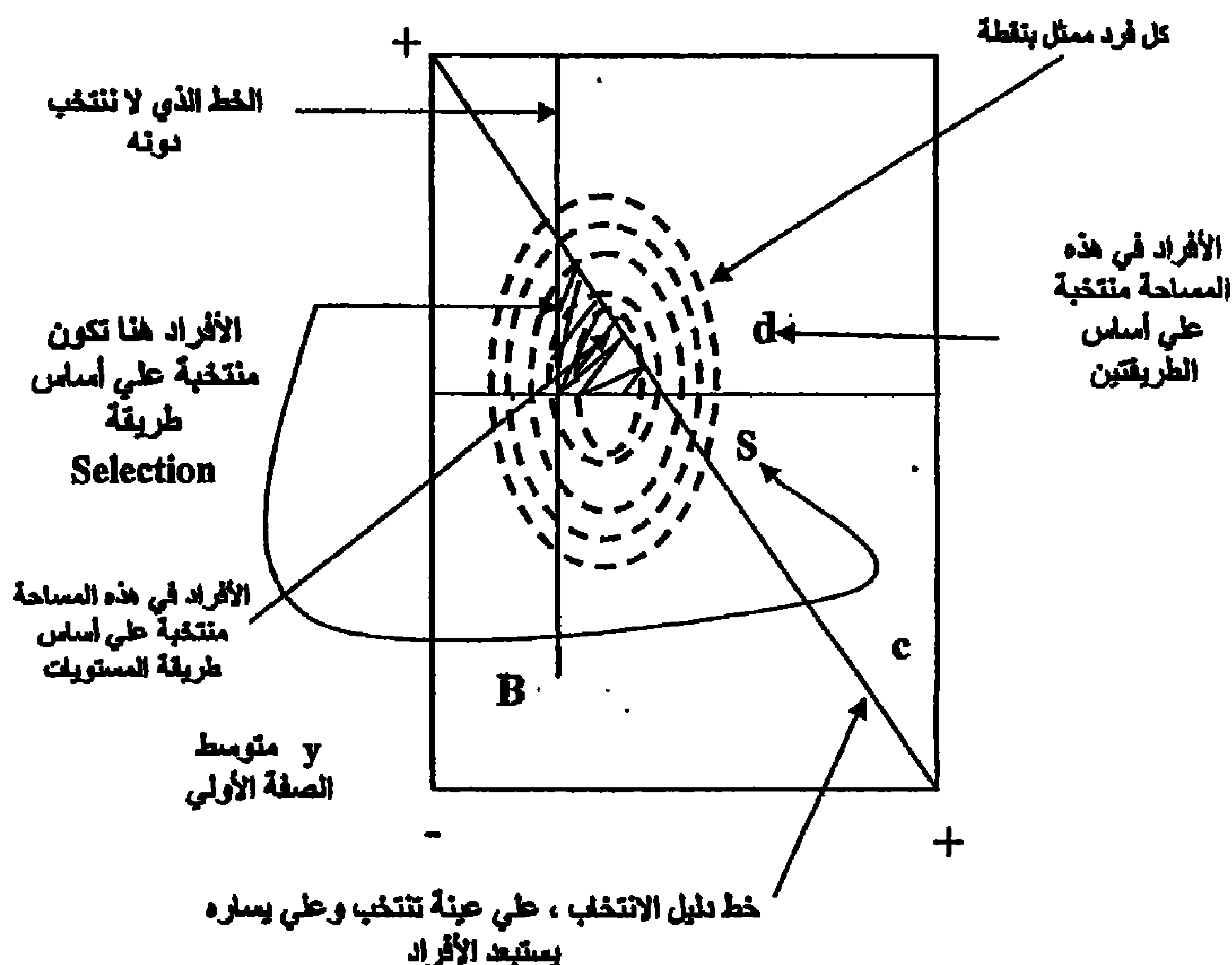
$$I = b1\ x1 + b2\ x2 + b3\ x3 \ldots\ldots\ bn\ xn$$

حيث أن I هي عبارة عن القيمة الإجمالية النهائية للفرد

Bn هي عبارة عن phenotypic weight وكما هو واضح أن الانتخاب سيكون علي حسب القيمة الإجمالية للفرد . وعموما نستطيع أن نقول أن دلائل الانتخاب كثيرة وشائعة في مجال تربية الانتاج الحيواني .

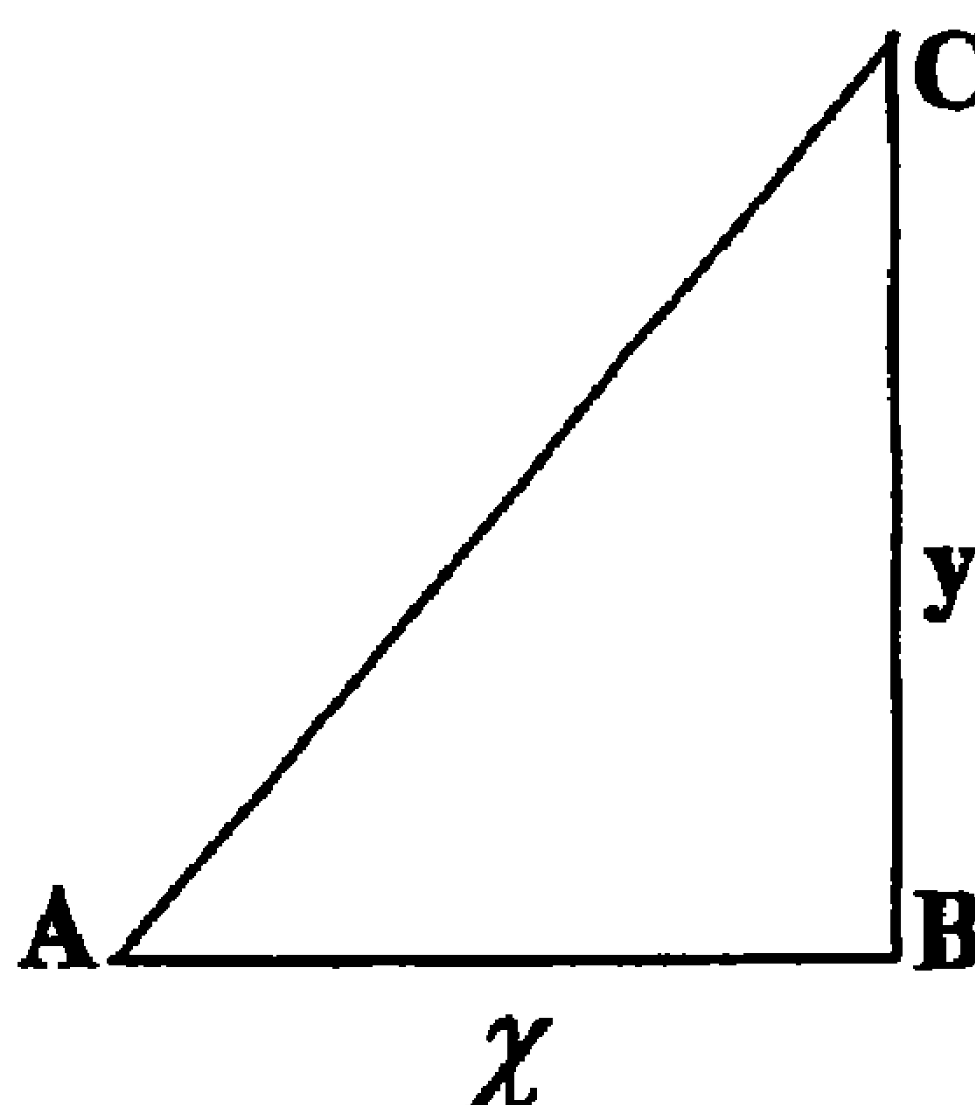
١٣ ـ ٦ ـ المقارنة ما بين الطرق الثلاثة :

إذا افترضنا أن هناك صفتين x , y علي نفس الدرجة من الأهمية وغير مرتبطين مع بعضهما فإنه يمكن تمثيل الفرق بين الانتخاب بالمستويات independent وطريقة دليل الانتخاب selection index بيانيا كما في الشكل التالي (١٣ – ٣)



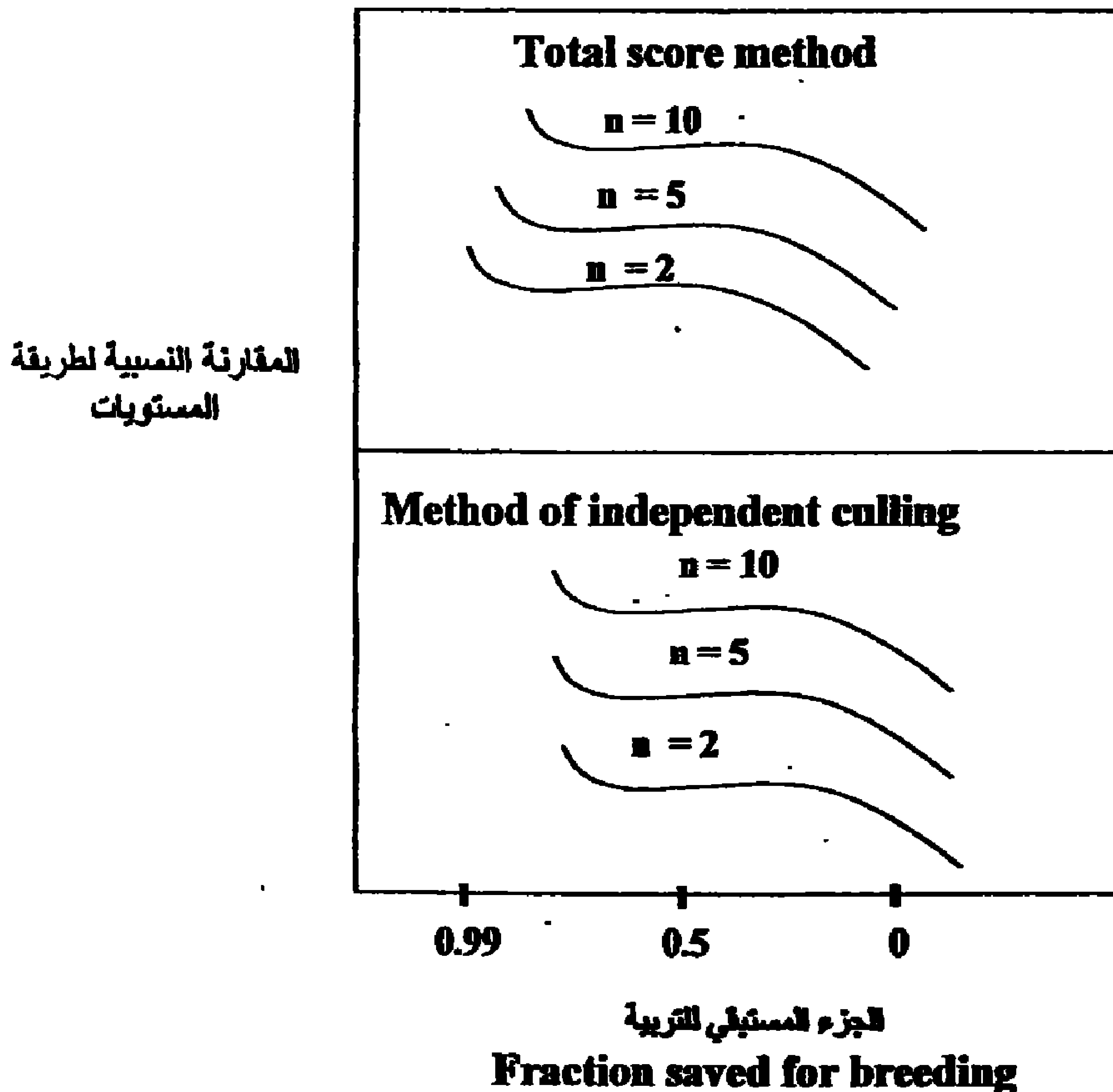
شكل رقم (١٣-٣) المقارنة ما بين طرق الانتخاب المختلفة

١ - يمكن تمثيل طريقة الانتخاب علي التوالي أو المتسلسل Tandem بيانيا كما في الشكل التالي فإذا فرض وأن هاتين الصفتين متساويتين وغير مرتبطتين فيمكن الوصول من A إلي c بطريقتين ، طريقة ABC وهي طريقة غير مباشرة أي يلزم الوصول من A إلي C تحسين الصفة (x) أولا ثم تحسين الصفة (y) وبعد ذلك يسهل الانتقال والوصول إلي الهدف (c) والطريقة الثانية وهو المسار المباشر من A إلي C .

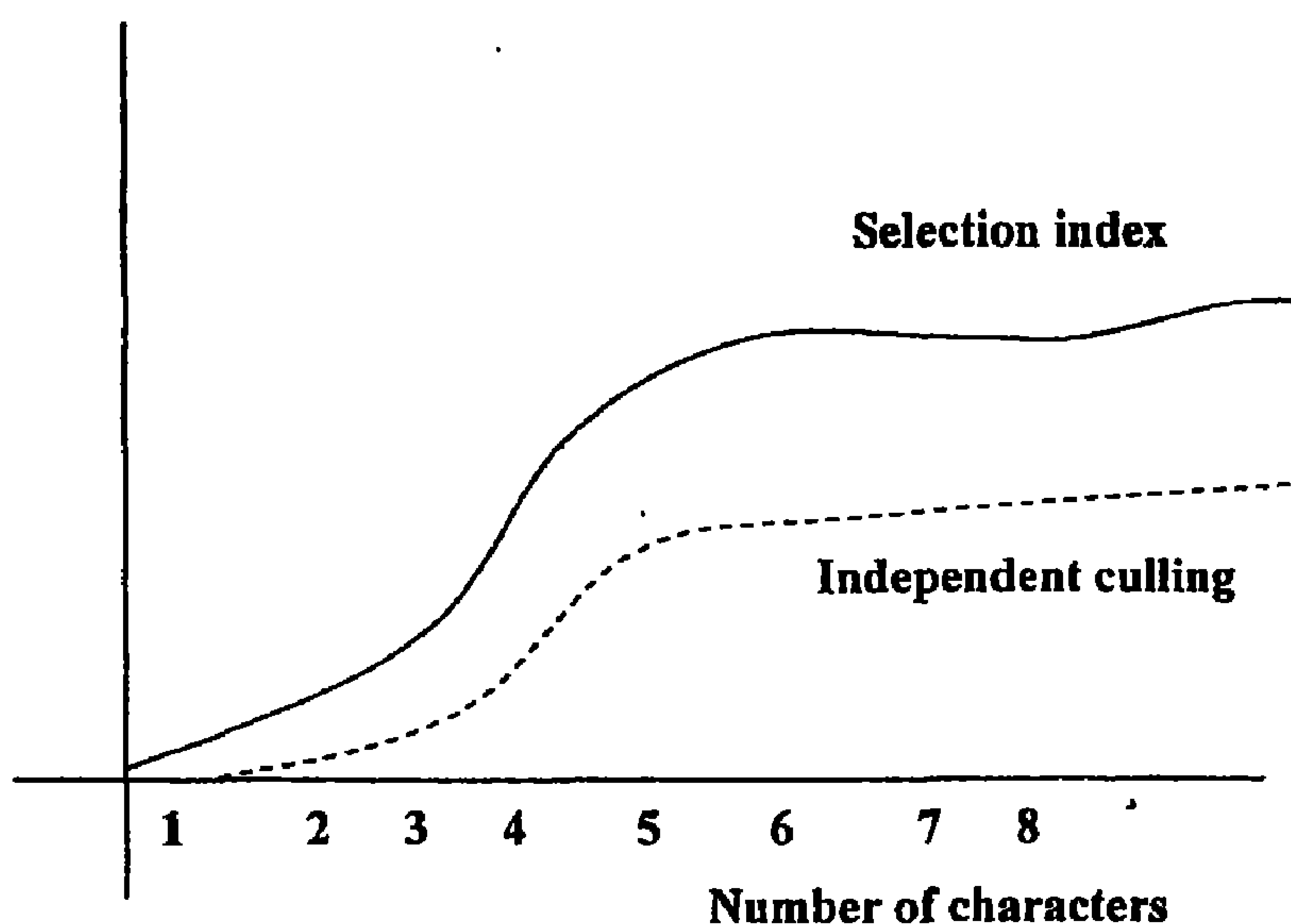


أي نحسن الصفتين x , y في آن واحد حيث أن هاتين الصفتين متساويتين في الأهمية وغير مرتبطتين معا أي أن CB = AB فأن المسافة $\bar{AC}$ ستكون أقصر من CB + AB (علي حسب نظرية فيثاغورث) ، فإذا كان المسار الأول = ١ + ١ = ٢ ، إذن فالثاني = $\sqrt{2}$ ويعني هذا أن طريقة انتخاب المستويات independent culling ستكون أفضل من طريقة Tandem أي المتسلسلة بمقدار $\sqrt{ن}$ ويكون التحسين الناتج من صفة من الصفات هو $\frac{1}{ن}$ في جيل من أجيال التحسين علي التوالي والتسلسل .

٢- تزيد كفاءة كل طريقة كلما ازدادت شدة الانتخاب (أي الجزء المستبقي للتربية Fraction Saved for breeding وهذه الزيادة تكون اعلي في طريقة دلائل الانتخاب selection index . ويتضح من الرسم المقابل الكفاءة النسبية للطرق الثلاثة حيث أن (n) تمثل عدد الصفات المنتخب لها وهي ذات أهمية متساوية ويتضح كذلك أن طريقة Tandem متوسط في كفاءتها .



وقد ذكرنا Hazel, Lush عام ١٩٤٨ أنه من الناحية النظرية، وعندما تكون الصفات متساوية في أهميتها من الناحية الاقتصادية economic worth وذوات درجة توريث متساوية وذات قيمة مظهرية متساوية phenotypic worth وذات استقلالية عن بعضها البعض ، فإن selection index تكون أحسن من culling ويزداد هذا وضوحا عند زيادة عدد الصفات . كذلك تكون نتائج هذه الدراسة كما يلي :



وقد أوضح Elgin وآخرين عام ١٩٧٠ عند مقارنة خمسة صفات في البرسيم الحجازي بطرق :

1- Tandem selection

2- Independent culling

3- Selection index

4- Base selection index

وفي الطريقة الأخيرة استعمل الوزن الاقتصادي كعامل مظهري لكل نبات وهو يمتاز بأنه سهل في حسابه حيث يضع قيمة اقتصادية للصفات المختلفة والصفات الخمسة هي – أربعة منها مقاومة

للأمراض المختلفة والصفة الخامسة هي صفة النمو بعد الحش وقد استمرت التجربة لمدة خمسة أجيال ويمكن توضيح النتائج علي الوجه التالي مع الاستعانة بالرسم المقابل :

١- base index كانت أحسن الطرق وكانت الزيادة فيها تدريجية .

٢- selection index كانت ذو زيادة فجائية (متذبذبة)

٣- كانت طريقة Independent culling أقل من selection Index وفي النهاية جاءت طريقة Tandem أي اعتبرت أقل كفاءة.

وقد علل تذبذب selection Index بأن تقديرات التباين الوراثي والبيئي كانت غير صحيحة ، حيث كانت تتم في عينة صغيرة وهذا ينعكس علي قيم درجات التوريث وبالتالي كان التذبذب في النتائج . أما طريقة tandem فقط كان يحدث فيها استجابة من جيل انتخابي ثم ترتد مرة أخري في الجيل الغير انتخابي . وعموما نستنتج بأن base selection ذات كفاءة عالية ما لم يتأكد المربي من صدق تقديرات التباين الوراثي والبيئي اللازمين لعمل الـ selection index

١٣ – ٧ - دلائل الانتخاب Selection Index

كما أوضحنا فأن هذه الطريقة تتيح لأن ينتخب المربي عدة صفات مع بعضها البعض وفي آن واحد وفي حالة الانتخاب لصفتين وذلك عندما تتوافر المعلومات عن صفات الأفراد وعلاقات النسب أو القرابة بينهما وسوف نستعرض في هذا الجزء كيف يمكن عمل selection index مع توافر لقيم الاقتصادية لتلك الصفات وأيضا بعض المعلومات الوراثية economic weight and genetic parameters في حالة صنفين أو أكثر .

١- المعلومات المطلوب توافرها : Required information

١) التباينات الوراثية والمظهرية : The genetic and phenotypic variance

أي (v p , V p) لكل صفة

٢) المتغايرات الوراثية والمظهرية The genetic phenotypic covariance

أي (Covp & Cov A) بين كل زوج من الصفات . بالإضافة إلي تقديرات الكفاءة الوراثية و الارتباط الوراثي بين لكل الصفات تحت الدراسة .

٣) القيم الاقتصادية لكل الصفة (a1 , a2 ....ak) The economic weights والقيم الاقتصادية للصفات تكون علي أساس قسمة price data أي قائمة الأسعار وأيضا net profit أي صافي الربح أو الاستفادة المنتفع بها . (يمكن الرجوع إلي Nordakag (, Hogestt 1958 لمعرفة كيف أمكنه حساب القيم الاقتصادية في الدجاج)

وبناءا عليه ستكون قيمة التركيب الوراثي genotypic value الإجمالية في الدليل هي :

$$H = a1\ G1 + a2\ G2 + \ldots\ akGk$$

حيث أن a,s القيم الاقتصادية النسبية The relative economic value G'S قيم التراكيب الوراثية genotypic value للصفة وأن i = ١ ، ٢ .... K (عدد الصفات)

٢- المعادلة الرياضية الآنية : normal simultaneous equations

وهذه المعادلة مبنية علي معاملات الارتداد الجزئي b'S وهذه هي المعادلة العامة .

$$I = b1\ x1 + b2\ x2 + \ldots\ Bk\ xk$$

حيث أن x1 x2 ..... xk قيم التراكيب المظهرية phenotypic value للصفات ١ ، ٢ .... وحتي ! ، b1 , b2وحتي bk هي المعاملات لكل صفة .

وبناءا علي ما سبق سوف تكون المعادلات الرياضية الآتية لعدد k من الصفات بهذا الشكل .

$$VP(x1)\ b1 + Cov\ P\ (x1\ x2)\ b2 + \ldots\ cov\ P\ (x1\ xk)\ bk$$

$$= VA(x1)\ a1 + cov\ A\ (x1\ x2)\ a2 + \ldots\ Cov\ A\ (x1\ xk)ak$$

$$cov\ P\ (x2\ x1)b2 + vp\ (x2)\ b2 + \ldots\ Cov\ p\ (x2\ xk)bk$$

$$= cov\ A\ (x2\ x1)\ a1 + VA\ (x2)\ a2 + \ldots\ cov\ A\ (x2\ xk)\ ak.$$

$$Cov\ P\ (xk\ x1)\ b1 + cov\ P\ (xk\ x2)\ b2 + \ldots\ Vp\ (xk)\ bk$$

$$= Cov\ A\ (xk\ x1)\ a1 + covA\ (xk\ x2)\ a2 + \ldots\ VA\ (xk)\ ak$$

حيث أن

vP(xi) = التباين التركيب المظهري phenotypic variance للصفة (i)

VA (xi) – التباين الإضافي additive genetic variance للصفة (i)

cov p (xi xj) = تغاير التركيب المظهري cov phenotypic variance للصفة i ، الصفة j

bi معامل الارتداد الجزئي partial regression للصفة (i)

Cov A (xi xj) = التغاير الوراثي الإضافي additive genetic covariance

ويمكن حل هذه المعادلات لإيجاد قيم b,s

وفي خلال هذه الصفحات سوف تستعرض لطريقتين – إحداهما تشتمل علي صفتين فقط والأخرى تشتمل علي عدد من الصفات مما يستلزم استخدام المحددات الجبرية. وذلك كأمثلة لطرق selection

أولا في حالة الصفتين فقط و سوف نوضح في هذه الحالة بناء selection index أو دليل انتخاب في حالة صفتين باستخدام المعادلات التالية وبالخطوات التالية :-

١- حساب المعادلات الرياضية الآتية set up the normal simulates

VP (x1) b1 + cov (x1 x2)b2 = VA (x1) a1 + cov A (x1 x2) a2 (i)

Cov P (x1 x2) b1 + VP (x2) b2 = cov A (x1 x2) a1 + VA (x2) a2 (ii)

٢- ضرب قيم a'S في تقديرات القيم الوراثية

Multiply the a's tunic the estimates of genetic parameters

٣- قسمة المعادلة (i) علي Cov p (x1 x2) وذلك للحصول علي المعادلة رقم (iii)

٤- قسمة المعادلة (ii) علي Vp (x2) للحصول علي المعادلة رقم (iv)

ملاحظة :- العمليات ٣ ، ٤ يمكن الحصول عليها أو تنفيذها بواسطة قسمة كل معادلة علي معاملات الارتداد b1'S

٥- طرح المعادلة (iii) من (iv) للحصول علي (v)

٦- فك b1 solve في (v)

٧- تعويض عن b1 في المعادلة (iii) أو (iv) وفك b2

٨- بناء الدليل الانتخابي

٩- لتبسيط الدليل يمكن القسمة علي b1 أو b2 حسب قيمة كل منهما .

وسوف نسوق هنا مثال تحليلي نوضح فيه الخطوات السابقة

ومثال : في إحدى النعاج ، صفة تحويل الغذاء feed conversion وصفة مساحة النسيج العضلي للعين eye muscle area قيستا في برنامج الاختبار البريطاني وتحصلنا علي البيانات التالية بعد تعديل البيانات في مؤسسة بحوث تربية الحيوان في محافظة Edinburgh بأسكوتلندا

١- التقديرات المطلوبة :-

أ- الأوزان الاقتصادية Economic weights

١) معدل التحويل: ويقصد به نسبة الزيادة في وزن الجسم إلي وحدات الغذاء المقدمة للحيوان. فإذا فرض وأن ١٥،٥ رطل من الغذاء تعطي معدل تحويل قدره ١، وإذ فرض أيضا أن تكاليف الغذاء تكون ٣٦٠ بنس لكل ١١٢ رطل غذاء إذن الخسارة = $\frac{15.5}{112}$ x ٣٦٠ = - ٥٠ بنس لكل أو زيادة ستكون a1 = -٥٠

٢) مساحة النسيج العضلي للعين a2 = ١٢ بنس لكل زيادة في مساحة سنتيمتر واحد في النسيج العضلي للعين .

ب- تقديرات المكونات البيولوجية :

١- معدل التمثيل الغذائي (x1)

$VA(x1) = 0.03125$

$VP(x1) = 0.0625$

$h^2(x1) = 0.50$

٢- مساحة النسيج العضلي للعين (x2)

$VA(x2) = 4.05$

$VP(x2) = 9.0$

$h^2(x2) = 0.45$

٣ المتغايرات (x1x2)

CovA (x1 x2) = 0.01125

Cov (x1 x2) = - 0.481

rG (x1 x2) = - 0.356

rp (x1 x2)= - 0.65

٢- المعادلات الآتية :

أ- وضع المعادلة

0.0625 b1 – 0.0481 b2 = 0.03125 (-50)-0.1125 (12)..........(i)

-0.481 b1 + 9.0 b 2= -0.01125 (-50) – 4.05 (12)...................(ii)

ب- حل المعادلات السابقة

0.0625 b1-0.481 b2 = -2.9125 ....(i)

0.481b1 – 9.0b2 = 45.225 ....(ii)

جـ- قسمة (i) علي -0.481

0.129938 b1 + b2 = 6.055093 ....(iii)

ء- قسمة (ii) علي - 9.0

-0.05344 b1 + b2 = 6.02500 ....(iv)

هـ- طرح (iii - iv)

b1 = -0.393403

و- التعويض عن b1 في (iv) أو (iii) للحصول علي b2

b2 = 6.003974

ز- بناء الدليل الانتخاب

I = -0.393403 X1 + 6.003974 X2

س- تبسيط الدليل بالقسمة علي 0.393403

∴ I= - X1 + 15.261640

ثانيا : في حالة أكثر من صفتين (المحددات الجبرية Matrix algebra)

أ- المعادلة العامة : يمكن استخدام المعادلات السابقة الاستخدام ولكنها ستأخذ هنا صورة محددات matrix مع بعض التحويرات الأخرى ولمزيد من المعلومات يمكن الرجوع إلي Sears عام ١٩٦٦ في ص ١٠٢ – ١٠٤

Phenotypic matrix — vector

$$\begin{pmatrix} VP(x1) & cov\,P\,(x1\,x2) \ldots & Cov\,P\,(x1\,x2) \\ Cov\,P\,(x2\,x1) & VP\,(x2) \ldots\ldots & Cov\,P\,(x1\,xk) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ Cov\,(xk\,x1) & cov\,P\,(xk\,x2) \ldots & VP\,(xk) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b1 \\ b2 \\ \vdots \\ bk \end{pmatrix}$$

Genotypic matrix — a vector

$$\begin{pmatrix} VA\,(x1) & cov\,(x1\,x2) \ldots & cov\,A\,(x1\,x2) \\ Cov\,A\,(x2\,x1) & VA\,(x2) \ldots & Cov\,A\,(x2\,xk) \\ \vdots & & \vdots \\ Cov\,A\,(xk\,x1) & cov\,A\,(xk\,x2) \ldots & VA\,(xk) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a1 \\ a2 \\ \vdots \\ ak \end{pmatrix}$$

and the selection index can be represented as

$$[I] = [\,b1\;b2\;\ldots\ldots\;bk\,] \begin{pmatrix} X1 \\ X2 \\ \vdots \\ Xk \end{pmatrix}$$

$$I = b1\,x1 + b2\,x2 + \ldots\ldots$$

وهذا المحدد أو matrix يمكن التعبير عنه بهذه الصورة $Pb = Ga$

حيث أن p تكون تباين تغاير المحدد للقيم في التراكيب المظهرية ، G تكون تباين – تغاير المحدد للقيم في التراكيب الوراثية ، b موجهة خاص بمعاملات الارتداد الجزئي و x's في الدليل نفسه ، I = bx

A تكون موجه Vector للقيم النسبية الاقتصادية is the vector of selection economic values المحددات الخاصة بكل I من الصفوف ، ومن الأعمدة لكن وضع مكوناتها بهذه الصورة pij or gij بالنسبة لمحددات التباين للتراكيب المظهرية والوراثية . وفي مسائل الارتداد ، المحددات تكون متساوية في عدد صفوفها بعدد أعمدتها = k ومعاملات الارتداد والقيم الاقتصادية في صورة موجهات Vector يمكن أن تؤخذ في عمود واحد من المحدد matrix

ب- **Augment matrix solution**

فك المحدد pb = Ga

المحدد للتراكيب الوراثية G يمكن أن يشمل علي الأوزان الاقتصادية في صورة موجه a بهذا الشكل

$$ga = \begin{pmatrix} g11 & q12 & - - - - & gLj \\ g21 & q22 & - - - - & g2j \\ | & | & & | \\ | & | & & | \\ | & | & & | \\ | & | & & | \\ gi1 & gi2 & - - - - & gkk \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a1 \\ q2 \\ | \\ | \\ | \\ | \\ ak \end{pmatrix}$$

$$g11\ a1 + g12\ a2 + \ldots\ldots. + gL\ ak = d1$$

$$g21\ a1 + g22\ a2 + \ldots\ldots\ldots.. g2j\ ak = d2$$

$$\vdots$$

$$giL\ aL + gi2\ a2 + \ldots\ldots\ldots gkkak = dk$$

هذا الموجه d يكون ناتجا من Ga إذن pb = d

طريقة اختصار Doolittle method يمكن استخدامها لتلك المعادلة والحصول علي b'S ويمكن الرجوع بهذا الصدد إلي Andrson and dnyer 1951- 1952 –Bancroft ص (١٩١ – ٢٠٠) ، steel and Torrie عام ١٩٦٠ ص ٢٨٩ ، ٢٩٦ ، Searle عام ١٩٦٦ . ويمكن إتباع هنا الطريقة التي جاء بها steel and Torrie عام ١٩٦٠ بهذا الشكل .

Inestruction		P matrix				Ga matrix	check
		X1	X2		Xk	Y	
1	X1 X2 Xk	P11	P12 P22	....	P1k P2k . . . . Pkk	Y1 Y2 Yk	C1 C2 Ck
2	Aij B1j	A11 1	A12 B12	....	A1k B1k	A1y B1y	A1C B1c
3	B2j B2j		A22 1	....	A2k B2k	A2y B2y	A2C B2C

إرشادات عمل الدليل Instruction

١- داخل القيم الخاصة بـ p و Ga ، العمود الاختباري cheek column يتكون من مجموع الملاحظات علي نفس الخط بمعني أن :

$$C2 = P21 + P22 + \ldots\ldots\ldots\ldots P2K + Y2$$

حيث أن $P12 = P21$

٢- في الخط الأول

١) تقسيم كل مكون علي **P11**

$$B12 = A12/A11 = P12/P11$$

قيم C,Y توزع علي الأماكن في instructions حيث Y ستكون الماتركس C , Ga تكون العمود الاختباري the check والأخير هذا يمكن التحصل عليه بواسطة

$B1c = A1c / A11$

ويعاد اختبارها مره أخري بأنها حاصل مجموع مكونات الخط كله .

٢) A داخل عمود j يكون j = ٢ ، ٣ ...... إلي c , y , k وعليه فأن

$A2j = p2j - A12\ Bij \text{ or } p2j - Aij\ B12$

داخل B تحسب بواسطة قسمة كل A علي A22

$B22 = A22/AA = 1$

$B2k = A2K/A22$

هذه الطريقة ستكون مستمرة لكل الصفات المضافة . وعدد الأعمدة في الماتركس P ستكون متساوية أو مساوية مع عدد الصفات وتساوي عدد المرشدات instructions k + 1 والمرشد الأخير سيكون إذن $Bkk = Akk /Akk$

٣) الحصول علي معاملات الارتداد الجزئي b'S حيث أن هذه تحسب من المعلومات السابقة حيث أن :

$b\ k\text{-}1 = B\ (k\text{-}1)y - (B\ (k\text{-}1)k\ bk\ )$

$bk - 2 = B(k\text{-}2)y - (B(k\text{-}2)\ (k\text{-}1)\ b(k\text{-}1) + B\ (k\text{-}2)\ kbk$

وهكذا

$b1 = B1y\text{-}\ (\ B12\ b2 + B13\ b3 + \ldots\ldots.\ B1\ k\ bk\ )$

وإذا كان مقلوب ماتركس أو محددة التركيب المظهري p-1 مطلوبة مثل ما هو عليه الحال في الجزء القادم الذي سنعرضه فأننا سوف نحتاج ألي الخطوات التالية :

٤) ماتركس أو المحددة Ac يمكن التحصل عليها مع c11 , c12

وهكذا،

$Ckk = 1/Akk$

$C(k-1)\ k = -\ B\ (k-1)k\ ckk$

$C(k-2)k = -B\ (k-2)\ (k-1)\ c\ (k-1)\ k - B\ (k-2)$

$C(k-3)k = -B(k-3)\ (k-2)c(k-2)\ k - c(k-3)$

$(k-1)\ c(k-1)\ k - B\ (k-3)\ k\ ckk$

و هكذا، وحيث أن k = 4 فأن

$C(k-1)\ (k-1) = 1/A\ (k-1)\ (k-1) - B\ (k-3)\ (k-2)$

$C(k-3)\ (k-2) - B\ (k-2)\ (k-1)\ c(k-2)(k-1)$

$-B\ (k-1)\ k\ c(k-1)k$

مع ملاحظة أن cij = cji

ج- قلب أو تعكسي ماتركس التركيب المظهري

Inverting the phenotypic matrix

و b'S يمكن أن تحسب من b = p-1 Ga

ماتركس التركيب المظهري المعكوس سابقا سوف يتجمع ماتركس التركيب الوراثي بهذا الشكل

$$
\begin{pmatrix}
C11 & c12 \ldots\ldots C1j & g11 \\
C21 & c122 \ldots\ldots c2j & g21 \\
 & & \\
Cil & ci2 \quad ckk & gil
\end{pmatrix}
\begin{pmatrix}
g12 & g1j \\
g22 \ldots\ldots & g2j \\
 & \\
gi2 & gkk
\end{pmatrix}
$$

وهذه سوف تكون الماتركس الجديد D بهذه الصورة :

$d11 = c11\ g11 + c12\ p21 + c13\ g31 + \ldots + c1j\ gi1$

$d21 = c21\ g11 + c22\ g21 + c23\ g31 + \ldots + c2\ gi1$

$d12 = c11\ g12 + c12\ g22 + c13\ g32 + \ldots + c1j\ gi2$

وهكذا وسوف تدخل هنا بعد ذلك القيم الاقتصادية في هذا الماتركس ليصبح بهذه الصورة

$b = Da$

$$d = \begin{pmatrix} d11 & d12 & \cdots & dij \\ d21 & d22 & \cdots & d2j \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ diL & di2 & & dkk \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a1 \\ a2 \\ \vdots \\ ak \end{pmatrix}$$

وللحصول علي b سيكون :

$$\begin{pmatrix} d11\ a1 + d12\ a2 + \ldots + dijak \\ d21\ a1 + d22\ a2 + \ldots\ d2j\ ak \\ \vdots \\ diL\ a1 + gi2\ a2 + \ldots\ dkkak \end{pmatrix} \begin{matrix} = \\ = \\ \\ = \end{matrix} \begin{pmatrix} b1 \\ d2 \\ \vdots \\ bk \end{pmatrix}$$

ء- تباين الدليل Variance of index

$S2I = b1\ pb$

حيث أن b1 تكون Transgress أي عرض الموجه b بهذه الصورة .

$b1 = [\ b1\ b2\ b3\ \ldots\ bk]$

هـ- **مثال عددي** : سوف نأخذ الصفتين السابقتين واللتين جاءتا في المثال السابق وهما يعدل التمويل ومساحة النسيج العضلي وهذه هي الخطوات :

أ- وضع صورة الماتركس : pb = Ga

$$\overset{P}{\begin{bmatrix} 0.0625 & -0.481 \\ -0.481 & 9.0 \end{bmatrix}} \overset{b}{\begin{bmatrix} b1 \\ b2 \end{bmatrix}} = \overset{G}{\begin{bmatrix} -0.03125 & -0.1125 \\ -0.1125 & 4.05 \end{bmatrix}} \overset{a}{\begin{bmatrix} -50 \\ 12 \end{bmatrix}}$$

ب- ضرب a×G بهذه الصورة مع الجمع :

$$\begin{pmatrix} 0.03125\ (-5) + 0.1125\ (12) \\ \\ -0.1125\ (-50)\ 4.05\ (12) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -2.912500 \\ \\ 54.22000 \end{pmatrix}$$

وعليه فيصبح الماتركس بهذه الصورة

Pd = d

$$\begin{pmatrix} 0.0675 & -0.481 \\ \\ -0.481 & 9.0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b1 \\ \\ b2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -2.9125000 \\ \\ 54.25000 \end{pmatrix}$$

ج- استخدام جدول abbreviated doubter لاستخراج قيمة b 'S

P matrix

Instruction		y1	X2	d y	Check
1	X1	0.0625 (p11)	-0.481(p12)	-2.912500	-3.331000 c1
	X2		9.0	54.225000	62.744000 c2
2	Aij	0.0625	- 0.481	-29.12500	- 3.331000
	Bij	1 (B11)	-7.696000	-46.600000	53.296000
3	A2j		5.298224	30.810400	37.108624
	B2j		1	6.0034974	7.003974

Instruction (1) Insert augment matrix values

C1 = 0.0623 - 0.481 – 2.912300 = -3.331000

C2 = -0.481 + 9.0 + 54.225000 = 62.744000

Instruction (2) line Aij is copied from line x1

B11 = 0.0625 / 0.0625 = 1 B11 = A11/A11

B12 = -.481 / 0.0625 = -7.696000 B12 = A12/A11 = P12/P11

B13 = -2.912500/0.0625 = -46.6000 B13 = A13/P11

B1c = -3.331000/0.0625 = -53.290000

ولعمل اختبار

1- 7.696000-46.600000 = -53.296000

Instruction (3)

A22 = 9.0 – (0.481) (-7.696000) = 5.298224

A2g = 54.225000-(-0.481) (-46.600000) = 31.810400

$A2c = 62.744000 - (0.481)(-53.296000) = 37.108624$

ولعمل اختبار

$J.\ 298224 + 31.810400 = 37.108624$

$B22 = J.\ 298224/5.298224 = 1$

$B2y = 31.810100/5.298224 = 6.003974$

$B2c = 37.108624/5.298224 = 7.003974$

ولعمل اختبار

$1 + 6.003974 = 7.003974$

وللحصول علي معاملات الارتداد b'S

$b2 = B2y = 6.003974$

$b1 = B1y - B12\ b2$

$= -46.0000 - (-7.696000)(6.003974) = -0.393415$

ويلاحظ أن هناك اختلافات في التحليل عما تحصلنا عليه في المثال السابق أو بالطريقة وربما يكون هذا راجع إلي rending

٢- طريقة مقلوب الماتْركس Inverse matrix method

أ- الحصول علي مقلوب ماتركس التركيب المظهري – مكونات C'S ستكون

$C22 = 1/A22 = 1/5.298224 = 0.188743$

$C12 = C12 = -B12\ .\ C22 = -(7.696000)(0.0188743) = 1.452500$

$C11 = 1/A11 - B12\ C12 = 1/0.0625 - (-7.696000)(1.452566) = 27.178949$

$$P\text{-}1 \quad \begin{pmatrix} 27.178949 & 1.452566 \\ 1.452566 & 0.188743 \end{pmatrix}$$

ب- ضرب G x (p-1) مع الجمع بهذه الصورة

$$\begin{bmatrix} 27.178948 & 1.452566 \\ 1.452566 & 0.188743 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} 0.03125 & -0.1125 \\ -0.1125 & 4.05 \end{pmatrix}$$

(p-1) G

مكونات d'S في ماتركس D ستكون

d11 = (27.178948)(0.03125) + (1.452566) (-0.1125) = (0.685928)

d21 = (1.452566) (0.013125) + (0.188743) (-0.1125) = (0.0241541)

d12 = (27.178948) (-0.1125) + (1.452566) (4.05) = (2.8252606)

d22 = (1.452566) (0.1125) + (0.188743) (4.05) = (0.66954)

جـ- المحددة (الماتركس) d سوف تشتمل علي موجه القيم الاقتصادية (a) وكذلك الموجه (D)

D a

$$\begin{pmatrix} 0.685928 & 2.8256006 \\ 0.0241591 & 0.600995 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -50 \\ 12 \end{pmatrix}$$

b1 = 0.685928(-50) + (2.825261) (12) = 0.389080

b2 = 0.0241591 (-50) (0.600995) (12) = 6.003985

١٣ ــ ٨- التقدم أو التحسين الراجع للانتخاب Gain due to selection

هناك نقطتين هامتين يجب أن يؤخذان في الاعتبار في موضوع الانتخاب من جانب المربي وهما :

١- اختيار الإباء التي يتم علي أساسها إنتاج الأجيال القادمة بعد ذلك .

٢- تركيب العشيرة تحت الدراسة وأثناء عمليات الانتخاب ويجب أن يتضمن برنامج الانتخاب دراسة نوع التزاوج الشائع في العشيرة .

وكما نعلم أن الهدف الأساس من عملية الانتخاب هو تغير معدل التكرار الجيني في العشيرة ويمكن هذا التغير العوامل التالية :

١- طبيعة تركيب مجموعة الأفراد التي يتم انتخابها من العشيرة

٢- تباين التركيب أو الشكل المظهري the phenotypic variance (s^2 p) للعشيرة .

٣- المكافئ الوراثي أو درجة التوريث للصفات المختلفة .

وقد أوضحنا فيما سبق وبصفة عامة أن التقدم الراجع للانتخاب يمكن التعبير عنه في صورة المعادلات التالية علي أساس أن هذا التقدم الراجع للانتخاب يمكن تعريفه بأنه ذلك الجزء المورث من الفارق الانتخابي ، إذن :

$$\Delta GS = k.Sp.H$$

وحيث أن H وهي المكافئ الوراثي تساوي

$$H = S^2 g/S^2 p$$

$$\therefore\ \Delta GS = k.Sp\ .\ S^2 g\ /\ S^2 p$$

وبصفة عامة فأن :

$$\Delta\ GS = k\ S^2 g/\ Sp$$

وكمثال علي ذلك وفي حالة طريقة انتخاب الأخوة غير الأشقة Families half sib وعندما تكون شدة الانتخاب ٢٠% فأن التقدم الراجع للانتخاب سوف تكون

$$\Delta GS = \frac{1.40/(1/4)S^2\ g}{S^2\ P\ H.S}$$

ويلجأ المربي للحكم علي امتياز وتفوق التراكيب الوراثية إلي اختبارها في عدة بيئات مختلفة حتى يتمكن من عزل الأفضل منها وفي نفس الوقت استبعاد ما لا هو مرغوب فيه ويفرض أن المربي قد أجري اختباره لعدة عائلات علي هيئة القطاعات الكاملة العشوائية (r = عدد المكررات) فأن جدول تحليل التباين سيكون بهذه الصورة (جدول ١٣-١)

جدول ١٣- ١جدول تحليل التباين لاختبار عدة عائلات في صورة قطاعات كاملة العشوائية

S.O.V	D.F	M.S	E.M.S
Replication	r-1	M3	
Families	f-1	M2	$S^2 e + rS^2 g$
Error	(f-1) (r-1)	M1	$S^2 e$

ومن هذا الجدول يمكن تقدير

$$S^2 g = \frac{M2 - M1}{r}$$

$$S^2 P = S^2 g + S^2 e/r$$

في مثالنا هذا فأن التقدم الراجع للانتخاب سيكون

$$\Delta GS = \frac{k(\infty) S^2 g}{\sqrt{\frac{S^2 e}{r} + S^2 g}}$$

حيث أن العامل الثابت (∞) يتوقف على شكل تركيب العشيرة نفسها أو نوع العائلات نفسها تحت الاختبار ، فمن الممكن أن تكون عائلات شقيقة أو غير شقيقة وهذا سيكون مرتبطا بنوع التغاير وعليه بنوع العوامل الوراثية وكمياتها . وقد أوردنا المثال السابق لكي نوضح دور العامل البيئي في صورة S^2e وهذا يحوي داخله كل العوامل البيئية التي يمكن أن تؤثر علي التركيب الوراثي ويوضح الجدول التالي مقدار تداخل التراكيب الوراثية مع المناطق الزراعية المختلفة وأثر ذلك علي التقديرات الأخرى (جدول ١٣-٢)

جدول (١٣-٢) تحليل التباين للعائلات عند اختبارها في عدة مناطق مختلفة .

S.O.V	d.f	M.S	E.M.S
Locations	l-1	M5	
Replication	l(r-1)	M4	
Families	(f-1)	M3	$S^2 e + rS^2 gL + rlS^2 f$
Fam x Loc	(f-1)(L-1)	M2	$S^2 e + rS^2 gL$
Error	l(f-1) (r-1)	M1	$S^2 e +$
Total	fl r-1		

حيث أن S^2e = تباين الخطأ التجريبي

S^2gL = تباين التداخل الوراثي × المناطق

$(M2 - M1) / r = S^2gL$

S^2g = التباين الراجع للتأثيرات الوراثية

$(M3 - M2)/rL = S^2g$

$S^2e + S^2g = S^2P$

$S^2gl + S^2e = S^2P \times L$

وبناءا على ذلك فأن التقدم الراجع للانتخاب سيكون :

$$\Delta GS = \frac{K(\infty)S^2 g}{\sqrt{\frac{S^2 e}{rL} + \frac{S^2 gL}{L} + S^2 g}}$$

١٣ - ٩- طرق الانتخاب : Selection Methods

١ - ألانتخاب المتكرر Recurrent selection

تعتمد طرق الانتخاب المتكرر علي انتخاب بعض التراكيب الوراثية الممتازة والمرغوبة الصفات ثم التهجين بين هذه التراكيب لإنتاج تراكيب جديدة ثم الانتخاب مرة أخري لتراكيب وراثية مرغوبة

الصفات ثم التهجين بينهما وهكذا . وهذه الدورات المتصلة والمستمرة من الانتخاب والتهجين والتصميم وهكذا شأنها أن تزيد معدل التكرار الجيني للعوامل الوراثية المرغوبة .

Jenkins عام ١٩٤٠ درس انعزال الجينات في محصول الذرة الشامية وقد أوضحت هذه الدراسات أن الحصول علي سلالات ممتازة بالانتخاب بين الأعداد الكبيرة للسلالات أفضل من الانتخاب في داخل هذه السلالات ، أيضا أوضحت هذه الدراسات أنه يمكن التنبؤ بالقدرة المحصولية للهجن عن طريق دخول السلالات المكونة لها في تلقيح قمي Top cross حيث أوضح أن هناك علاقة ارتباط قوى ما بين سلوك السلالات في التلقيح القمي وسلوكها في التهجين فيما بعد ، وأوضح أيضا أن القدرة المحصولية للسلالات تتحدد مبكرا ويمكن الكشف عنها بواسطة التلقيح القمي الذي أشرنا إليه . وبناءا علي هذه النتائج السابقة اقترح Jenkins عام ١٩٤٠ طرق الانتخاب المتكرر لتحسين الأصناف التركيبية. وهناك أسس واضحة بخصوص هذه الطريقة يمكن توضيحها كما أوردها Jugenhimer عام ١٩٥١ وهي :

١- عزل بعض النباتات وعمل التلقيح الذاتي لها لمدة جيل واحد .

٢- اختبار هذه السلالات في تلقيح قمي بالنسبة لصفة المحصول والصفات الأخري .

٣- عمل كل التلقيحات او التهجينات الممكنة بين أحسن السلالات بغرض إنتاج التراكيب الوراثية الجديدة .

وهناك أربعة أنماط من طريقة الانتخاب المتكرر والتي ذكرها Sprague عام ١٩٥٥ وهي :

١- Simple recurrent أي الانتخاب الدوري البسيط

٢- Recurrent Selection for general combining ability الانتخاب الدوري للقدرة العامة علي الائتلاف .

٣- Recurrent Selection for specific Combining ability الانتخاب الدوري للقدرة الخاصة علي الائتلاف .

٤- Reciprocal Recurrent Selection الانتخاب الدوري العكسي

والفروق الأساسية بين هذه الطرق تتلخص في النقط التالية :-

١ الانتخاب الدوري البسيط يعتمد علي أساس القياسات الظاهرية للنباتات الملقحة ذاتيا أو نسلها ولكن في الطرق الأخرى تعتمد علي عمل الاختبارات القمية مع كشافات محددة .

١. في حالة الانتخاب الدوري للقدرة العامة يكون الكشاف المستخدم واسع القاعدة الوراثية مثل الأصناف التركيبية ولكن في حالة الانتخاب الدوري للقدرة الخاصة علي الائتلاف يكون الكشاف ضيق القاعدة الوراثية مثل السلالات أو الهجن الفردية .

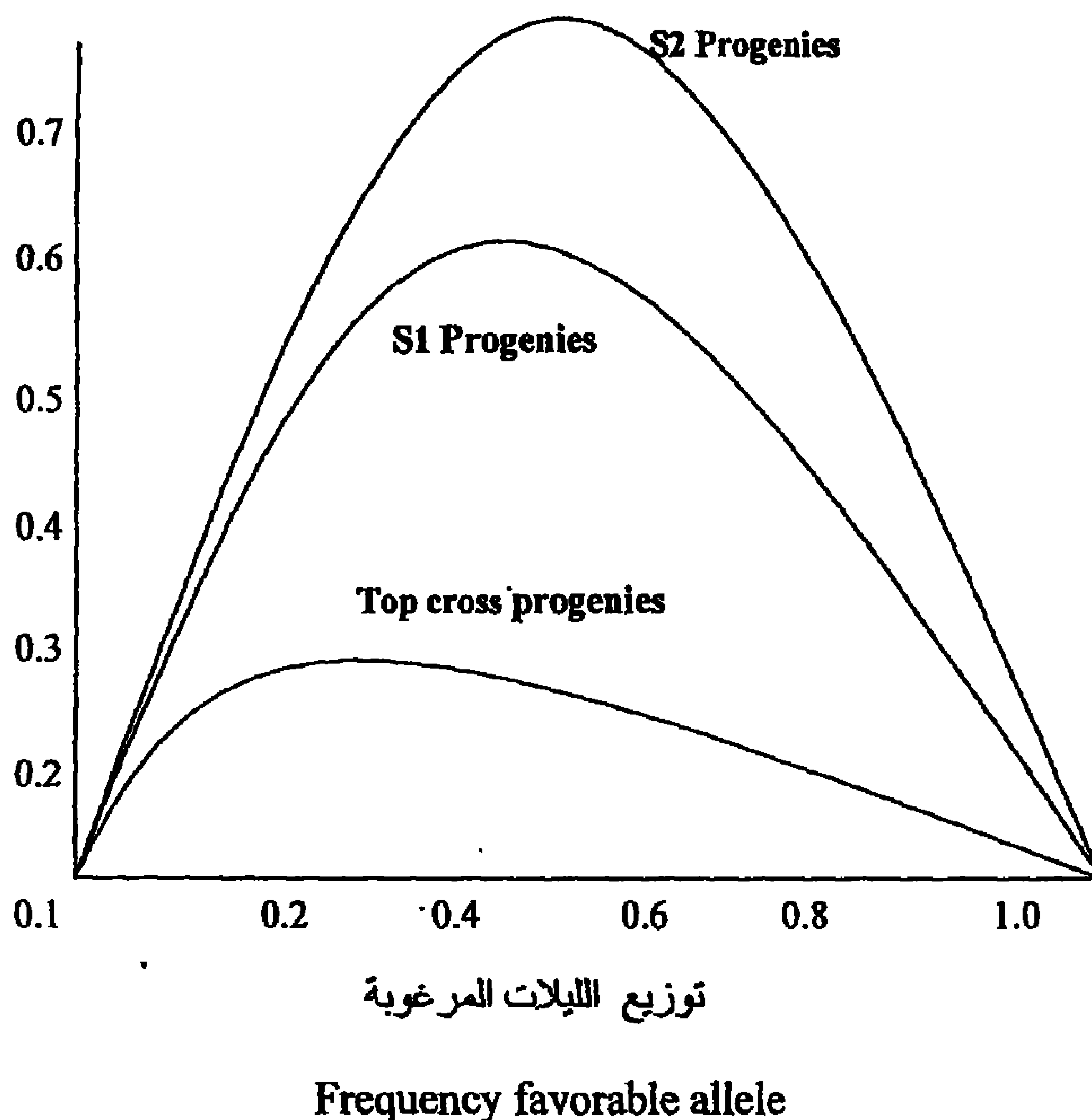
٣. في حالة الانتخاب الدوري العكس تستعمل عشيرتين خلطتين كل واحدة تستخدم ككشاف للأخرى.

ونود أن نشير إلي أن طرق الانتخاب الدوري تضمن أقل قدر من التلقيح الذاتي قد يصل لحد ادني إلي 2.8% وتضمن تلقيح قمي اختباري للمواد الوراثية وانتخاب للسلالات الممتازة لإعادة الدورات الجديدة ومن هنا كانت فعاليتها . وقد استعرضت كثير من المراجع طريقة الانتخاب الدكرر بالتفصيل ولكننا هنا سوف نناقش أهم هذه برامج الطرق الحديثة والمستعملة الآن بكثرة في محاصيل خلطيه التلقيح بالذات .

١ الانتخاب الدوري بين السلالات في الأطوار المبكرة

Recurrent selection among S1 liens

تعتمد طريقة الانتخاب الدوري هذه علي إجراء التلقيح الذاتي لمدة جيل واحد كما أوضحنا الحصول علي S1 من أي عشيرة نباتية ويتبع ذلك اختبارها في صورة S1 perse . والتي أثبتت ما يمكن إجراء كل التهجينات الممكنة فيما بينها لإنتاج العشيرة المحسنة الجديدة ويعتبر هذا الدوره كاملة ويمكن إجراء دوره جديدة علي العشيرة الجديدة وهكذا . وتأثير التلقيح الذاتي أو التربية الداخلية هنا هو لاختزال الاختلافات الشاذة للنباتات الموجودة ولاختزال الاختلافات داخل العائلات ولزيادة التباين بين العائلات وبعبارة أخري فهو يؤدي إلي إعادة توزيع للتباين الوراثي Redistribution of genetic variance و نتوقع أن تزيد مكونات التباين الوراثي بين السلالات ولكن داخل السلالات ستكون منخفضة أو صغيرة .كذلك تكون السلالات الفردية أكثر Susceptible أي أكثر حساسية للتباينات البينية . عموما نقول أن اختبار S1 يكون اختبار لمقدار تواجد التباين الوراثي المضيف Additive genetic variance ويوضح الرسم التالي مقدار هذا الجزء (الوراثي المضيف) عند S1 & وعن حله التلقيح القمي (عن Horner عام ١٩٦٩) حيث يتضح أن تباين توزيع الاليلات المرغوبة في طريقة التلقيح القمي أول ما يمكن يلي ذلك S1 ثم S2



ويمكن توضيح خطوات تنفيذ هذه الطريقة :

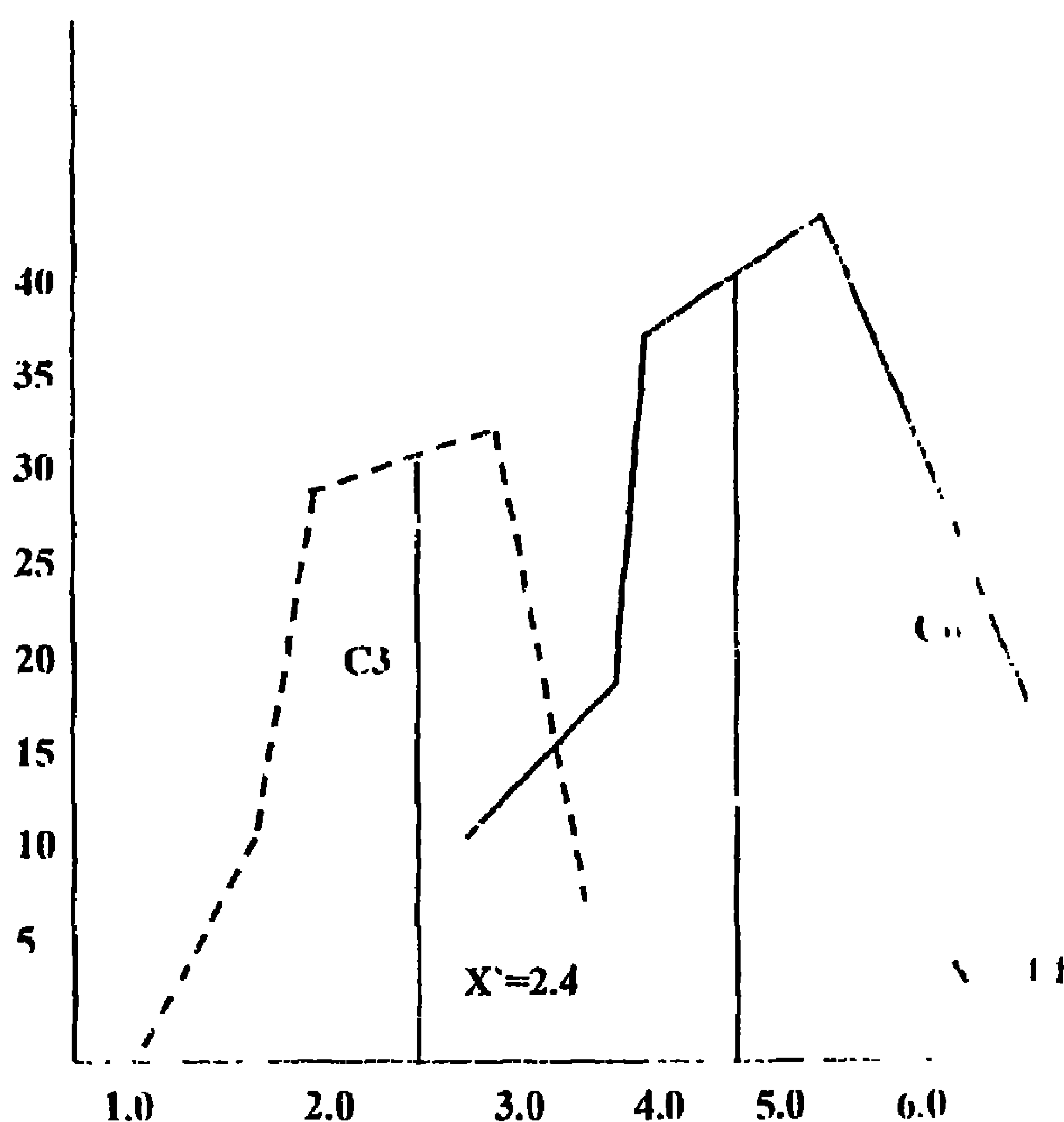
١- يعمل لأكبر عدد من النباتات تلقيح ذاتي إنتاج S1 ويختار من ذلك ٢٥٠ نبات ملقحة ذاتيا علي الأقل .

٢- في السنة التالية تزرع الـ ٢٠٠ نبات السابقة في تجربة مقارنة محصولية في عدة مناطق ويكون الانتخاب في جدود ١٠% بمعني نختار حوالي ٢٥ S1

٣- البذور الباقية من S1 الملقحة ذاتيا والمحتفظ بها من العام السابق تزرع في العام التالي لعمل كل التهجينات الممكنة وتعتبر هذه هي العشيرة المحسنة الجديدة وهناك عدة طرق متبعة لعمل كل التهجينات الممكنة بين العائلات المنتخبة .

٤- العشيرة الجديدة تزرع في العام التالي ويمكن مقارنتها مع العشيرة الأصلية .

وتعتبر النتائج · Jinahion & Russell عام ١٩٦٩ تحصل بعد ثلاث دورات من الانتخاب بهذه الطريقة على زيادة ملموسة في زيادة المقاومة لعفن الساق stalk rot في الصنف Lancater ويوضح الرسم التالي تحسن المقاومة للمرض بعد ثلاث دورات انتخابية على أساس S1



ويبين هذا الرسم أن الدورات الثلاث أدت إلي انخفاض ... العفن

Ruston et al ... ١٩٧٢ قدما نتائج أربعة دورات من الإنتخاب ... الذرة الشامية على الصنف Krug والجدول التالي (رقم ١٢-٣) يوضح نتائج هذه التجربة .

جدول (١٣-٣) متوسط المحصول بالبوشل للهكتار في عشيرة BSK "Per es" وسلالاتها ، xBSK الكشافات (أربعة هجن فردية) عن Burton وأخرين عام ١٩٧١

Pouplation			
Cycle	" Per se"	Selfed	Testers
BSK Co	60.7	37.5	71.8
BSK C2	63.0	40.8	74.0
BSK C4	70.6	52.0	79.4

وواضح أن المحصول قد ازداد من ٦٠،٧ إلي ٧٠،٦ نتيجة دورات الانتخاب علي أساس طريقة S1

وكان متوسط الزيادة الحصول للسلالات "Per se " من ٣٧،٥ إلي ٥٢،٠٠ (qq/ha) . هذا يوضح مقدار الفقد في المحصول نتيجة التربية الداخلية والذي وصل إلي ٢٦,٣% (اى حوالي ١٨ qq/h) في أربعة دورات انتخابية في حين في الدورة الأصلية كان ٣٨,٢% (اى حوالى٢٣,٣ qq/h) . هذا المتوسط يوضح أنه يمكن انتخاب سلالات ممتازة في الدورات المتقدمة من الأنتخاب عما في حالة الدورات الابتدائية .

Genter عام ١٩٧١ قدم دراسة مماثلة ولكنها طبقت علي أحد الأصناف التركيبية . فقد تحصل علي زيادة مقدارها ١٣,٤ (qq/h) ومتوسط السلالات قد ازداد بمقدار ١٣,٨ qq/h ويوضح الجدول (١٣– ٤) التالي نتائج هذه التجربة .

جدول رقم (١٣ - ٤) متوسط محصول العشيرة "CBS " في صورة "per se " S1 وعن Genter عام ١٩٧١

Population	" Perse"	Population - inbred
CBS Co	82.4	50.8
CBS C4	95.8	64.6

التقدم النظري الراجع للانتخاب لصفة المحصول يمكن الحصول عليه من تطبيق المعادلة التالية :

$$\Delta GS = \frac{KS^2 g}{\sqrt{\frac{S^2 e}{rL} + \frac{S^2 SLL}{L} + S^2 SL}} \times \frac{1}{y}$$

حيث أن S^2e = الخطأ التجريبي

S^2SLL = التباين الراجع لتداخل السلالات مع المناطق

S^2SL = التباين بين السلالات (S1)

S^2g = التباين الوراثي المضيف

y = عدد السنوات اللازمة لتطبيق دوره انتخابية كاملة .

ب ـ الانتخاب المتكرر بين العائلات الشقيقة

Recurrent selection among full sib Families

تنفيذ طريقة الانتخاب بين العائلات الشقيقة خلال الهجن الناتجة بين نباتات (So) والبذور المستبقاة من العائلات الممتازة الصفات تستعمل لإنتاج العشيرة الجديدة في نفس الوقت .

والطريقة التنفيذية لهذه الطريقة تكون كالأتي :-

١- في العشيرة الأصلية تلقح بعض النباتات مع بعضها البعض لإنتاج العائلات الأخوة الأشقة F.S ، وعادة التهجينات تجري في اتجاه واحد وفي مثل هذه الأحوال النباتات الملقحة تطوش بعد استعمالها بمعني أن النبات الذي يستعمل كأم لا يستعمل كأب . وإذا كان البرنامج يحتاج إلي كميات كبيرة من البذور يمكن استعمال التهجين العكسي أي في كلا الاتجاهين .

٢- نسل حوالي ٢٥٠ (F.S) أي أخوة أشقة توضع في تجربة لأختبار القدرة المحصولية في عدة مناطق لتقييم الأنسال وعادة ما يكون الاختبار في ١٦×١٦ علي هيئة lattice design وبناءا علي نتائج هذه التجارب يتم اختيار أحسن العائلات الشقيقة وشدة الانتخاب عادة تكون في حدود ٢٠% أي ينتخب حوالي ٥٠ أحسن عائلة شقيقة .

٣- البذور التي كان قد احتفظ بها للعائلات تزرع لعمل التهجينات فيما بينها ولا يعمل التهجينات بين نفس العائلات بل بين العائلات المختلفة والبذور الناتجة من هذا التهجين تكون نواه العشيرة الجديدة المحسنة ومن خلالها يمكن تكرار دوره جديدة بنفس الأسلوب السابق توضيحه (الشكل التنفيذي للطريقة سيأتي توضيحه في الصفحات التالية)

بعض النتائج

Moll and stuber (١٩٧١) استخدما طريقة انتخاب العائلات الشقيقة لتحسين محصول الذرة لعدة أصناف ويوضح الجدول التالي (رقم ١٣ - ٥) نتائج هذه التجربة .

جدول (١٣ - ٥) الاستجابة الانتخابية لمحصول الحبوب في أربعة عشائر من الذرة الشامية (عن Moll ، Stuber عام ١٩٧١)

Population	Selection Type	Gain	Total %
Jarvis	F.S	9.47 ± 2.23	21
	F.S Recip	4.43 ± 2.23	14
Indian cheef	F.S	6.80 ± 2.23	17
	F.S Recip	3.18 ± 2.23	7
Hybrid variety	F.S	7.21 ± 2.23	15
	F.S Recip	9.67 ± 2.23	21
Variety comp.	F.S	9.76 ± 2.30	17

وواضح أن مقدار التقدم كان معنويا للعشائر الأربعة ٢١ ، ١٧ ، ١٥ ، ١٧ علي التوالي لها .

ج - الانتخاب الدوري بين العائلات غير الشقيقة :

Recurrent selection among half sib families (A) – (3 year)

ومدة هذا البرنامج ثلاث سنوات تتم علي ثلاث خطوات هي :

١- التهجين وعمل التلقيحات الذاتية .

أ- تزرع العشيرة في خطوط – النبات الأول من كل خط يلقح كل نباتات الخط أي تعتبر ملقح لها .

ب- عند الحصاد يحدد كل نبات ملقح ذاتيا وعدد الهجن الناتجة منه (H.S)

ج- عمل التجارب الاختبارية لمقارنة القدرة المحصولية وخلافه للعائلات غير الشقيقة . وفي هذه الخطوة يتم اختيار أحسن (H.S) علي أساس سلوكها في الاختبارات الكثيرة والتي تمت علي أساس المناطق المختلفة .

٣- علي أساس سلوك أحسن (H.S) في الخطوة السابقة نرجع إلي البذور المحتفظ بها في صورة تلقيحات ذاتية وهذه تزرع كأمهات ويؤخذ منها عدد متساوي من البذور لعمل الذكور وهذه تزرع كآباء بالتبادل مع خطوط الأمهات وعند الحصاد تخلط بذور الأمهات الناتجة وهذه تعتبر نواة الدورة الأولي وبذلك نكون قد تحصلنا علي العشيرة الجديدة. ويمكن بعد ذلك البدء دورة جديدة (وسوف نوضح كيفية تنفيذ الطريقة في الصفحات التالية)

د - الانتخاب الدوري للعائلات الغير شقيقة "b" ولمدة سنتين

Half sib family selection " B" (2 year)

وتنفيذ هذه الطريقة يستغرق سنتين :

١- تزرع العشيرة في خطوط والنباتات التي تعتبر كذكور تهجن مع عدة نباتات أخري لتكوين H.S .

٢- في هذه الخطوة يتم اختبار كل العائلات غير الشقيقة ويتم اختيار أحسن هذه العائلات ثم يلي ذلك الرجوع للتقاوي المحتفظ بها من أفضل العائلات الغير شقيقة وهذه تخلط مع بعضها البعض لتكون نواة العشيرة الجديدة. ويمكن ممارسة الدورة الجديدة خلال العشيرة الجديدة وهكذا . (وسوف نوضح شكل تنفيذ الطريقة الصفحات التالية)

ه - الانتخاب الدوري العكسي للعائلات غير الشقيقة :

Reciprocal recurrent selection in half sib families

وقد اقترح هذه الطريقة lonnquist عام ١٩٦٤ ويستغرق تنفيذ هذه الطريقة ثلاث سنوات بثلاث خطوات كالآتي :-

١- خطوة تكوين الهجن القمية (بين العائلات غير الشقيقة والصنف الكشاف)

في السنة الأولي : يتم اختيار عشيرتين هما أ ، ب – تزرع كل منهما منفصلة ويكون كشاف العشيرة أ هو الكشاف الأخر (أي العشيرة ب) والعكس . ويتم زراعة حوالي ٢٥٠ نبات من كل عشيرة

يتخللها كشافات العشيرة الأخرى وبالعكس والبذور الناتجة من كل خط تقسم إلي أربعة عينات للزراعة لاستعمالها في الخطوة التالية في أربعة مناطق للحكم علي الهجن القمية المتحصل عليها .

٢- خطوة تقييم الهجن القمية الناتجة .

في السنة الثانية : يتم زراعة كل الهجن القمية السابق الحصول عليها (H.S × variety) وعلي أساس هذا الاختبار يتم انتخاب أحسن ١٠% من هذه الهجن القمية في كل عشيرة علي حده .

٣- خطوة إعادة تكوين العشائر الجديدة .

في السنة الثالثة : علي أساس الاختبار القمي السابق وبعد اختبار أعلي ١٠% من العائلات الغير شقيقة – تزرع مع بعضها في خطوط وهذه تطوش وملقحها ستكون خليط من العائلات الغير شقيقة وهذه تزرع بالتبادل مع خطوط العائلات الشقيقة والبذور الناتجة من كل عشيرة تعتبر نواه العشيرة الجديدة .

(وسوف نوضح شكل تنفيذ الطريقة في الصفحات التالية)

و - الانتخاب الدوري العكسي علي أساس S1

Reciprocal recurrent selection (Comstock, Robinson & Harvey , 1949:

تنفيذ هذه الطريقة يستغرق هذه الطريقة ثلاث سنوات بثلاث خطوات كالأتي :

١- الخطوة الأولي – يتم فيها تكوين S1 . ويتم ذلك في العشيرتين أ ، ب ويكون عدد S1 من كل عشيرة نحو ٢٥٠ نبات علي الأقل وعند الحصاد تقسم كل S1 إلي عينتين – عينة تحتفظ بها والأخرى سوف تزرع في العام التالي للاختبار القمي .

٢- الخطوة الثانية – يتم فيها عمل الهجن القمية بين (S1 ، الكشاف) تزرع S1 كل عشيرة علي حده ويكون كشافها هي العشيرة الأخرى في صورة خطين بين S1 من العشيرة وهذه تطوش وملقحها هو خط واحد من العشيرة الأخرى ككشاف . ويؤخذ من كل تلقيح قمي أربعة عينات للزراعة في الخطوة أو السنة الثالثة في منطقتين كل منطقة بها ترتيبين علي الأقل .

٣- الخطوة الثالثة : يتم فيها عمل الاختبارات المحصولية وخلافه في صورة اختبار الهجن القمية ثم ينتخب أعلا ١٠% من الهجن القمية وهذه يرجع لأصولها في التقاوي من كل عشيرة في

الخطوة السابقة وهذه تخلط مع بعضها (كل عشيرة علي حده) لتكون نواة العشيرة الجديدة المحسنة (وسوف توضح في الصفحات التالية كيفية تنفيذ هذه الخطوات).

٢ ـ الانتخاب الإجمالي **Mass selection**

في هذه الطريقة يكون وحده الانتخاب هو النباتات الفردية . وقد أثبتت فعالية هذه الطريقة في الصفات العالية التوريث مثل صفة ارتفاع النبات وغير ذلك من الصفات. وكما ذكرنا أن النباتات الفردية والمنتخبة علي أساس الصفات القياسية تخلط مع بعضها البعض لتكون نواة الدورة الأولي للانتخاب ويمكن تكرار ذلك مع والخلط وهكذا لعدة دورات متتالية . وقد كانت الطريقة في بداية تطبيقها غير مجدية لتحسين المحصول بصفة مؤكدة وقد كان هذا مراجعا إلي

١ـ قلة المعلومات المتوفرة بخصوص تنفيذ التجارب الحقلية Field a plot techniques

٢ـ عدم المعرفة الكافية بتوازن الصفات الكمية .

Hull عام ١٩٤٥ أوضح أن عدم فعالية الطريقة البداية إلي استنفاد العوامل الوراثية المضيفة في الأصناف التي كانت تجري عليها هذه الطريقة ولكن Crow عام ١٩٤٨م Brieger عام ١٩٥٠ أوضحا أن الجينات التي يكون لها تأثير سيادة فائق over dominance تكون موجودة فقط وعندما يكون التكرار الجيني 0.5 وهذا الوضع أن تواجد يكون عنه Heterosis أي زيادة محصولية ولكن هذا الوضع بصفة عامة غير موجودة في طريقة الانتخاب الإجمالي في المواقع الوراثية المختلفة ، ولكن Robinson et al عام ١٩٥٥ وكذلك Lindsey et al عام ١٩٦١ أوضحوا بأهمية التباين الوراثي المضيف وأهميته في نجاح طريقة الانتخاب الأجمالي وفعاليتها ولذا كانت الحاجة إلي طريقة معدلة جديدة وهذا سوف نوضحه .

طريقة الانتخاب الإجمالي – نظام الشبكة

Mass selection Grid system, Gardener (1961)

Gardner , Ionnquist عام ١٩٦١ أعاد طريقة الانتخاب الإجمالي لتحسين الأصناف المفتوحة التلقيح والعشائر عن طريق التحكم في الظروف البيئية بقدر المستطاع وبهذه الصورة :

أ- تزرع العشيرة في قطعة منعزلة بطول وعرض ٥٠ × ٥٠م والزراعة في خطوط تبعد عن بعدها البعض بحوالي متر والمسافة بين الجور ٥٠سم ، نبات واحد في ألجوره بعد الخف .

ب- عند الحصاد تقسم ، الأرض إلي قطاعات بطول أربعة متر وعرض خمسة خطوط .

جـ- إجراء الانتخاب بشدة ٢٠% علي حسب النباتات لكل قطعة تجريبية والكيزان المنتخبة تجفف حتى تصل فيها نسبة الرطوبة إلي الحالة القياسية المطلوبة . ويجري الانتخاب الثاني علي أساس وزن الكوز الفردي ويتم فيه اختبار أحسن أربعة كيزان من كل قطعة تجريبية ليصبح شدة الانتخاب بنحو ١٠% .

ء- عشرين بذرة من كل كوز منتخب تؤخذ لتكوين الخليط وهذا سيزرع في العام التالي في قطعة معزولة لتكون أساس لبداية دوره جديدة .

(وسوف نوضح في الصفحات التالية شكل وطريقة التنفيذ الحقلي)

بعض النتائج :

Lonnquist (1961) تحصل علي استجابة معنوية من جراء الانتخاب الإجمالي بعد أربعة دورات، فقد كان معدل الزيادة المحصولية نحو ١٧% علي الصنف Hayes golden ويوضح الجدول التالي ١٣ - ٦ نتائج هذه التجربة .

جدول رقم (١٣ - ٦) يوضح الاستجابة الانتخابية من جراء تطبيق الانتخاب الإجمالي علي أحد الأصناف المفتوحة (Hays golden)

Cycle	yield Bu / Acre	Selection
Hays golden Co	99	100
C1	105.5	102.4
C11	106.9	107.9
C111	----	---
CV	111.4	112.5
	116.3	117.4

ومتوسط الاستجابة لكل دورة كانت ٣,٤%

Gardener عام ١٩٧٢ تحصل علي (S2) من الصنف Hays golden ومن عشيرتين أخريتين حسنتا عن طريق الانتخاب . وهذه السلالات في صـــــــــورة S2 لقحت إلي الكشافين OH 43 , (NTA × N73) . نتائج ذلك موضح في الجدول التالي ١٣ - ٧

جدول ١٣ – ٧ نتائج الانتخاب الإجمالي في تحسين العشائر .

Source the line	Testers	
	OH . 43	NA7 x N73
Hayes golden	100	100
Improved pop . A	111.4	110.9
Improved pop . B	110.6	107.7

وواضح أن انتخاب (S2) من العشيرة المحسنة بالانتخاب الإجمالي كانت أعلا محصولا مع الكشافات المختلفة وكانت العشيرة (A) أعلا محصولا في الاختبارات.

Hallauer & Sears عام ١٩٧٢ استخدما طريقة الانتخاب الإجمالي المحسنة لتحسين بعض الصفات ، صفة ميعاد التزهير وارتفـــــاع النبات . ومن خلال أربعة دورات ويوضح الجدول التالي (رقم ١٣ -٨) نتائج هذه التجربة .

جدول ١٣ - ٨ أثر الانتخاب الإجمالي علي تحسين صفتي ميعاد خروج الحراير وصفة ارتفاع النبات

Cycle of selection	Days to flower 1468 – 1969	p. ht (cm)
Co	116	212
C1	116	192
C2	110	182
C3	106	178
C4	100	146
b*	-3.8 ± 0.1	- 15 ± 2.0

*b معامل الارتداد لكل صفة

والتقدم الراجع للانتخاب نظريا من جراء تطبيق الانتخاب الإجمالي سيكون محددا أو متوقفا علي الأم فقط ولذلك سيكون الانتخاب علي أساس التباين الإضافي بهذه الصورة .

$$GS = \frac{K1/2S^2g}{\sqrt{S^2w + S^2gE + S^2dE + S^2g + S^2d}} Sp$$

حيث أن

S^2w = التباين ما بين نبات لنبات والراجع إلي التأثير البيئي

S^2gE = تباين التداخل بين التأثير الإضافي الوراثي والتأثير البيئي .

S^2dE = تباين التداخل بين التأثير السيادي الوراثي والتأثير البيئي .

S^2g = التباين الراجع إلي التأثير الإضافي الوراثي .

S^2d = التباين الراجع للتأثير السيادي الوراثي .

٣- طريقة انتخاب الكوز للخط **Ear - to - Row Selection**

أول من اقترح هذه الطريقة Hopkins 1894 ، 1896 في محطة تجارب الينوي وأساس هذه الطريقة هو اختيار أحسن الكيزان وهذه تدرس ثم تزرع لإنتاج النسل ومن خلال النسل يتم انتخاب أحسن الكيزان علي حده . وقد استخدمها هذا الباحث لتحسين نسبة الزيت و البروتين لمدة ٥٠ عاما وأكثر وأمكن الوصول بهذه الطريقة إلي نتائج ملموسة كما أوضح jugnheimer & Woodwrth عام . وقد تمت التجربة علي الصنف المفتوح Burr white variety عام ١٨٩٦ وكان متوسط نسبة الزيت ٤,٧ % ومتوسط نسبة البروتين ١٠,٩% وبعد خمسين عاما من الانتخاب لنسبة الزيت العالي وصلت إلي ١٥,٤% ونسبة الزيت المنخفض إلي ١% ونسبة البروتين المرتفع إلي ١٩,٥% ونسبة البروتين المنخفض إلي ٤,٩% وقد أدي نجاح هذه الطريقة إلي توجيه الأنظار إليها وتختلف طريقة انتخاب النسل progeny عن طريق الانتخاب الإجمالي في :-

١- أنها تتم تحت ظروف العزل سواء تم التلقيح يدويا أو ف اماكن معزولة .

٢- تختبر النسل في كل مرة في تجارب حقلية .

٣- دقة القياس للصفة تحت الدراسة .

Smith and Brunson عام ١٩٥٢ قارنا ما بين طريقة الانتخاب الإجمالي وطريقة الكوز للخط هذه . وكان قد ابتدأ بـ ٩٩٠ كوز منتخب وقد استخدمت طريقة الانتخاب الإجمالي العادية وطريقة الكوز للخط وكان ينتخب للمحصول العالي والمحصول المنخفض ويوضح الجدول التالي (رقم ١٣ - ٩) نتائج هذه التجربة .

جدول ١٣ - ٩مقارنة بين طريقتي الانتخاب الإجمالي وطريقة الكوز للخط .

Cheek variety (Raid yellow dent)	Low yield	High yield (Bu)	M.S	Years
47	64.1	51.9	50.6	1913-1917
76.1	57.5	72.7	71.6	1918-1922
77	51.8	63.3	60.9	Mean 10years
yield based on variety (yellow dent)				
100	99.1	99.1	108	1913-1917
100	85.7	85.7	106	1918-1922
100	90.9	90.9	107	Mean 10 years

وكما هو واضح نجد أن الانتخاب بالنسبة للحصول المنخفض باستخدام طريقة الكوز للخط كان أكثر فاعلية من الانتخاب للحصول العالي. وقد أوضح الباحثين أن طريقة الانتخاب الإجمالي والتي هي أبسط كانت فعالة في تحسين المحصول عن الطريقة التي نحن بصددها . وفي عام ١٩٦٤ عدل lonnqiust هذه الطريقة وسماها بطريقة انتخاب النسل المعدل moditied ear to row وكان الغرض من ذلك هو التغلب علي الاختلافات البيئية حيث علل عدم نجاح الطريقة السابقة بوجه عام إلي :

١- ارتفاع قيمة الخطأ التجريبي لعدم إتباع field plot techniques

٢- عدم وجود أي كنترول أو تحكم في الإباء .

٣- كان الانتخاب يتم لأكثر من صفة في آن واحد .

ويمكن ببساطة توضيح هذه الطريقة في الآتي مع الاستعانة بالرسم التوضيحي .

أ- يختار ٢٥٠ كوز من العشيرة الأصلية وهذه تزرع في تجربة بعدة مكررات في عدة مناطق . والبذور الباقية من نفس العائلات تزرع في منطقة معزولة وتطويش النباتات وهذه ستعتبر أمهات وفي نفس الوقت ملقحاتها هي خطوط ذكر بذورها عبارة عن خليط من نفس العائلات الـــ ٢٥٠

ب- التجربة التي تمت بعد أن المكررات وفي عدة مناطق الغرض منها الاستدلال علي أحسن العائلات من ٢٥٠ المنزرعة. شدة الانتخاب ستكون في حدود ٢٠% أي ٥٠ عائلة وهذه سوف تنتخب علي أساس تجارب المقارنة المحصولية ويمكن انتخابها من الجزء الثاني والمنزرع تحت ظروف العزل . وهذه العائلات المنتخبة تخلط بذورها لتكوين العشيرة الجديدة وهذه تكون أساس لبداية الدورة الجديدة وهكذا.

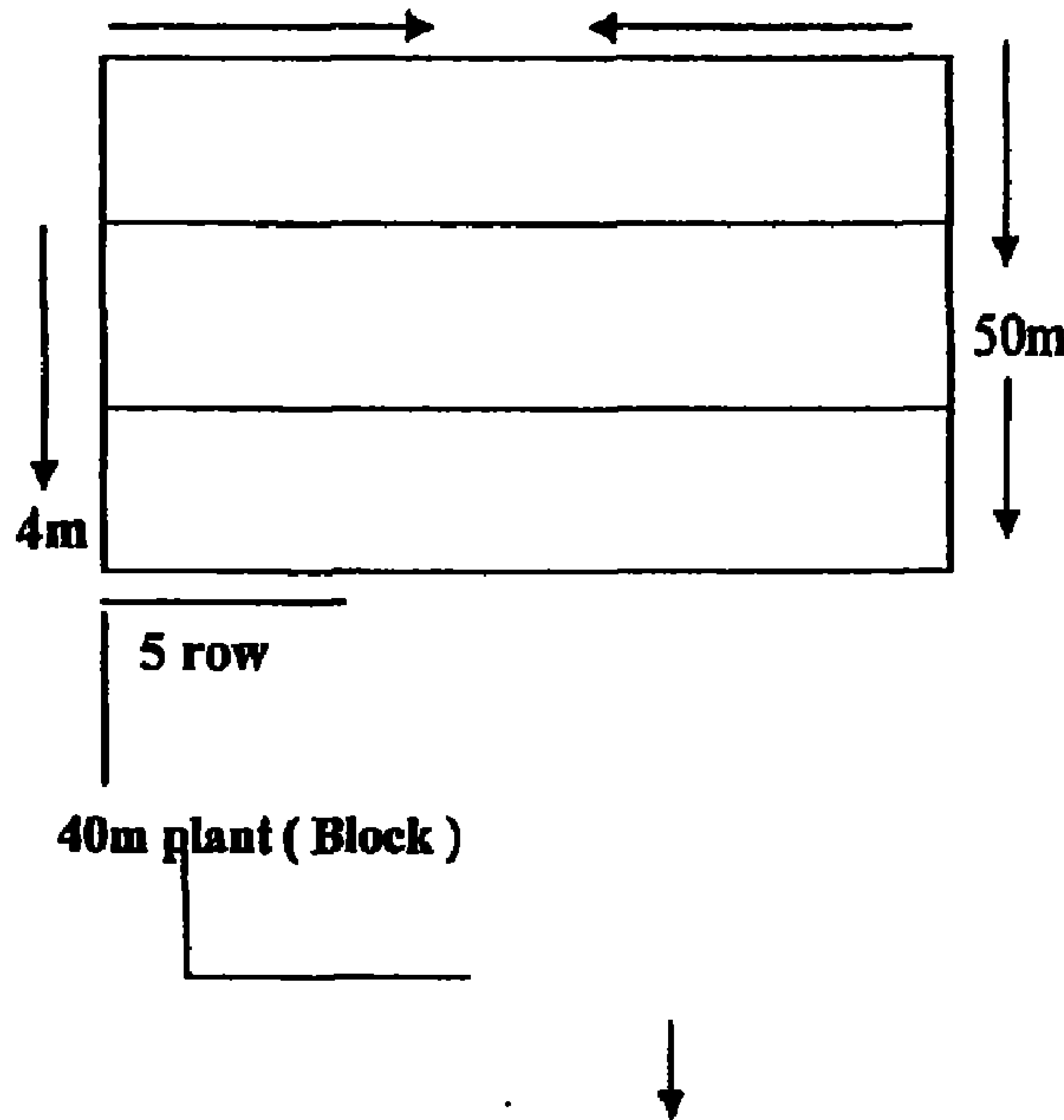
ويرجع سبب نجاح هذه الطريقة المعدلة إلي :

١- سوف تعطي هذه الطريقة نتائج مشابهة مع الانتخاب الإجمالي حيث أنها جزء من الطريقة نفسها.

٢- هناك تحكم في الظروف البيئية، وهناك اختبار للنسل ويرجع عدم فعاليتها إلي :

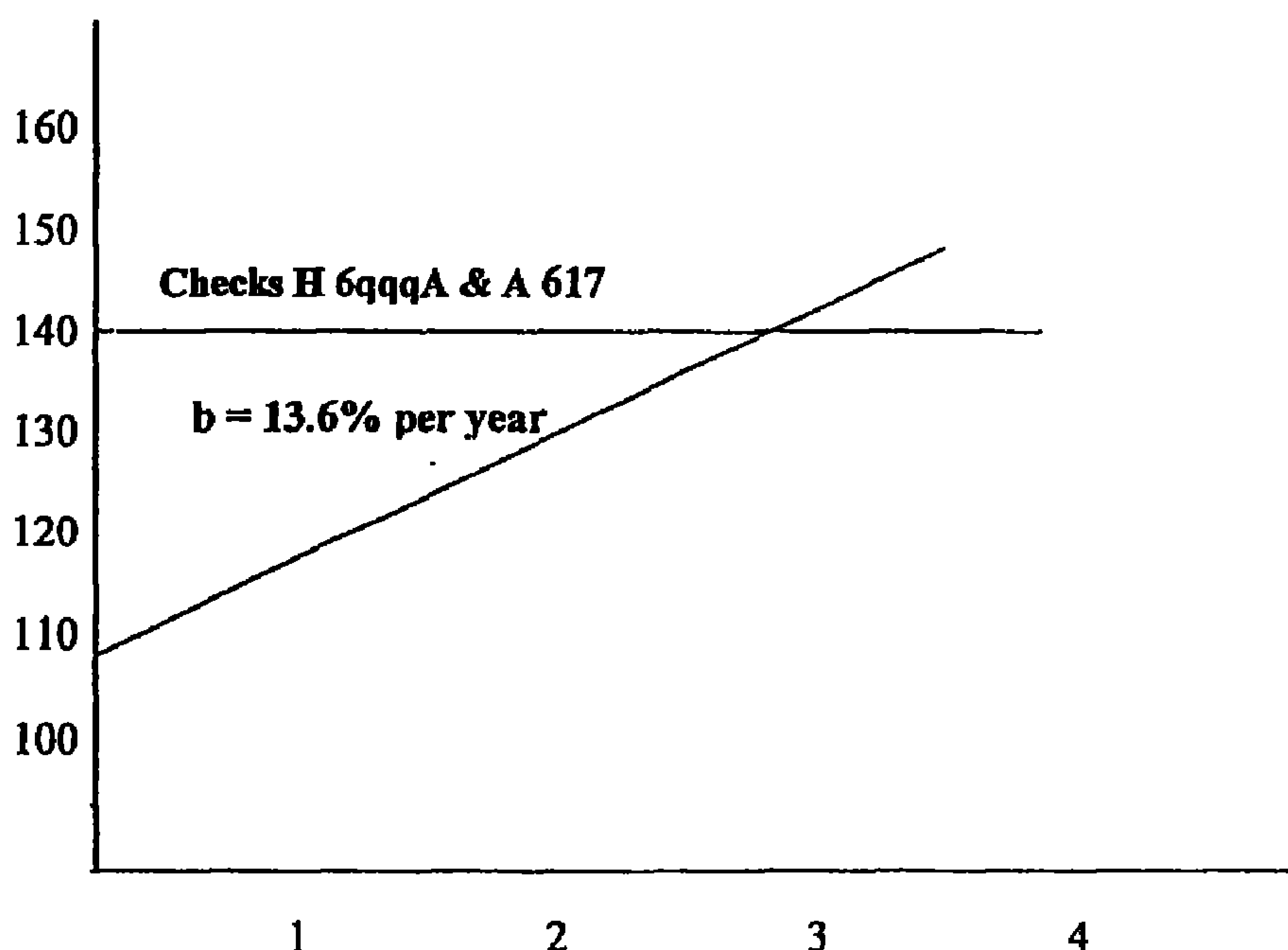
- اختزال شدة الانتخاب نتيجة الإمكانيات الطبيعية المتاحة خاصة إذا كان عدد العائلات كثير فيكون من الصعب إجراء اختبار لها .
- هذه الطريقة أصعب في تنفيذها من طريقة الانتخاب الإجمالي .

Paterniani عام ١٩٦٧ تحصل علي تقدم نتيجة ثلاث دورات من الانتخاب علي أحد الأصناف Dentado paulista .



الشكل التنفيذى لطريقة الانتخاب الإجمالي .

وكان متوسط الزيادة لكل دوره بنحو ١٣,٥ ويوضح الشكل التالي نتائج هذه التجربة وقد أجريت هذه التجربة تحت ظروف البرازيل.



والتقدم الراجع للانتخاب من جراء تطبيق هذه الطريقة سيكون محددا بالمعادلة التالية :

$$\Delta GS = [\ \frac{K(1/8)S^2 g1}{SHS} + \frac{K(3/8)S^2 g2}{Spw}\ ]$$

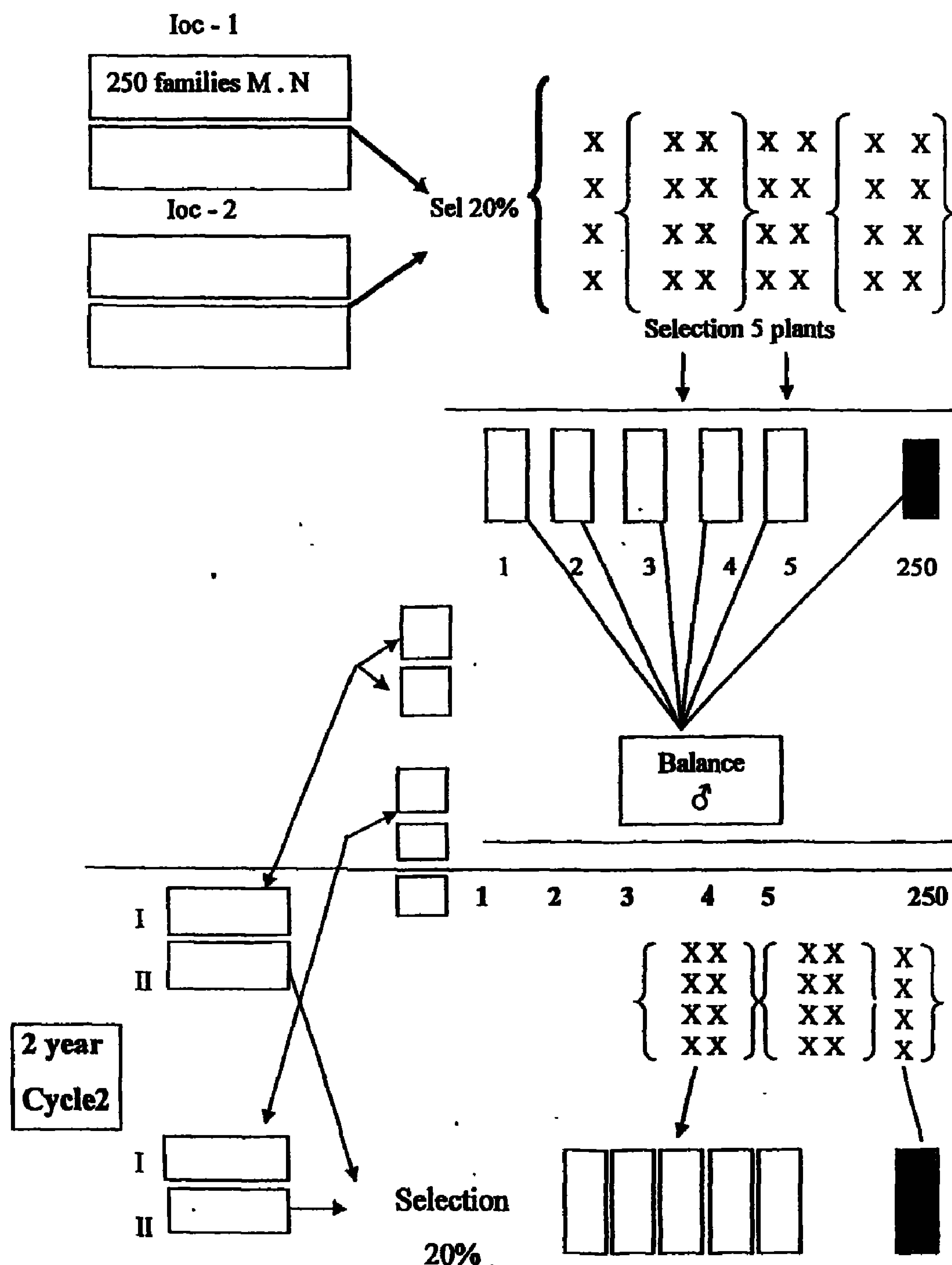
حيث أن :- S^2g1 = التباين الوراثي المضيف بيت العائلات غير الشقيقة

SHS = الانحراف القياسي الظاهري بين العائلات غير الشقيقة .

S^2g2 = التباين الوراثي المضيف داخل العائلات غير الشقيقة

P^2w = الانحراف القياسي داخل العائلات غير الشقيقة .

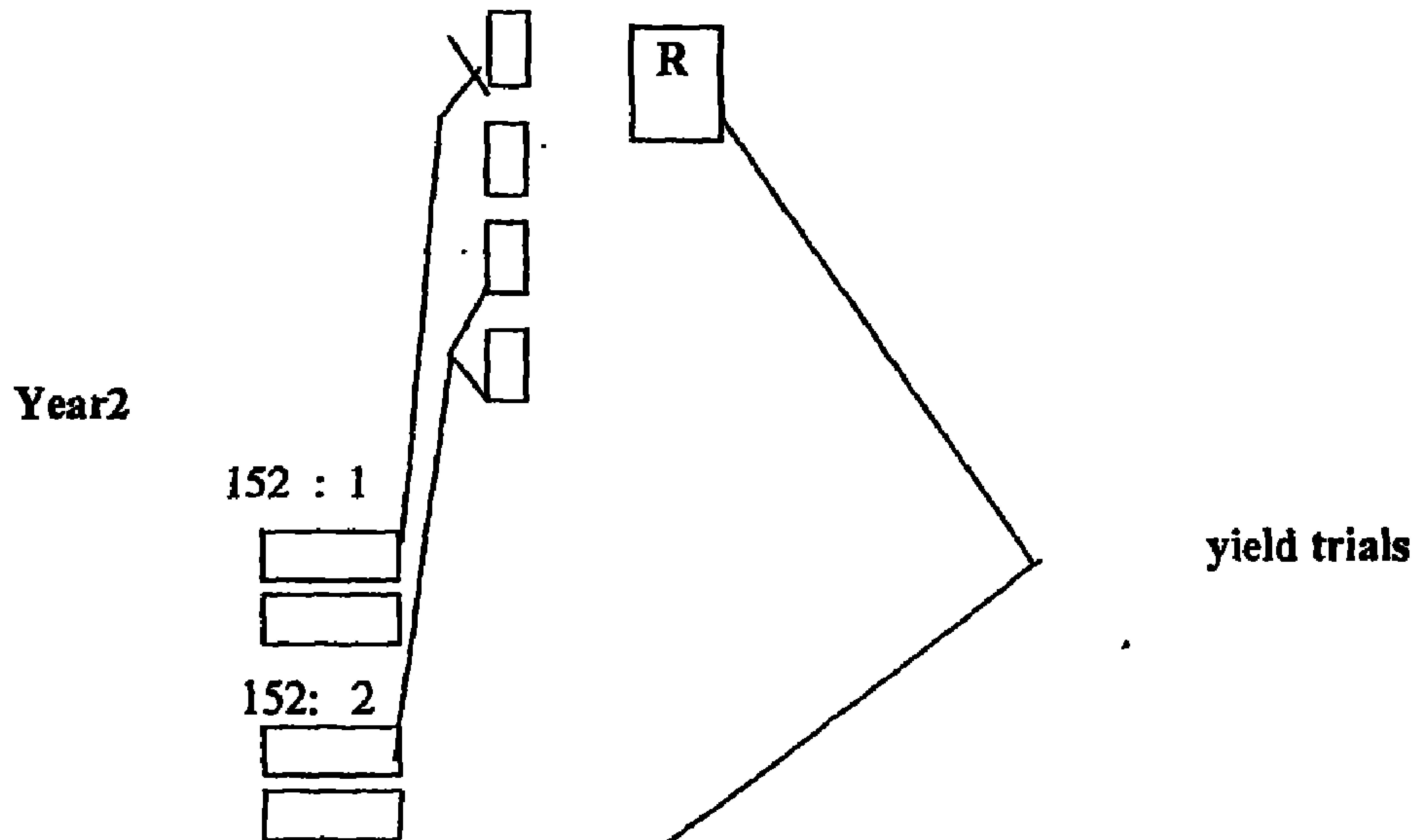
الشكل التنفيذي لطريقة Ear- to- row



Recurrent selection among S1 line الشكل التنفيذي لطريقة

Selfing Block

Year 1	X X	X X	X X
	X X	X X	X X
	X X	X X	X X
	X X	X X	X X



Year3	X X	X X	X X
	X X	X X	X X
	X X	X X	X X
	X X	X X	X X

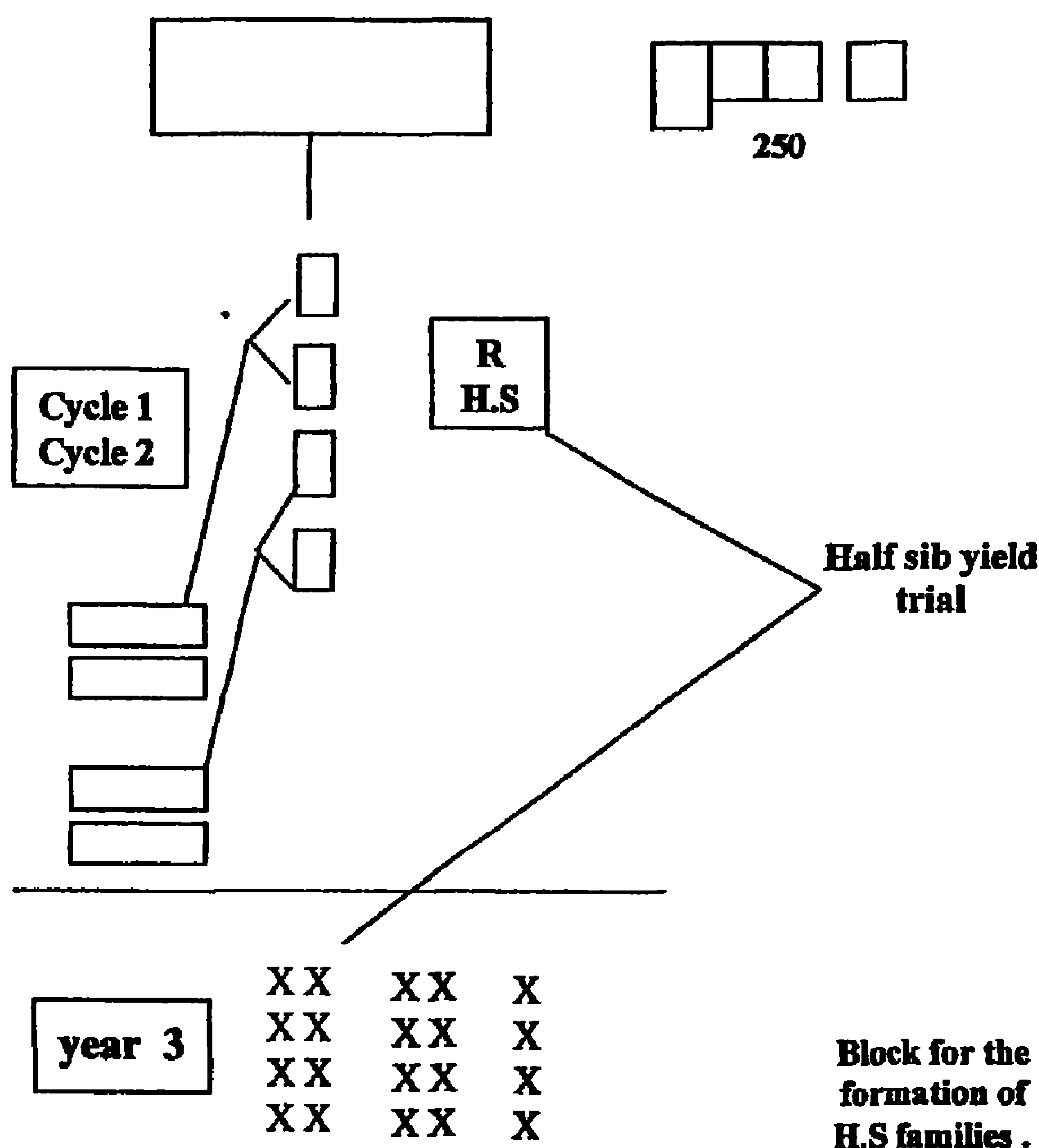
Recombination Block of selected S1

year 4

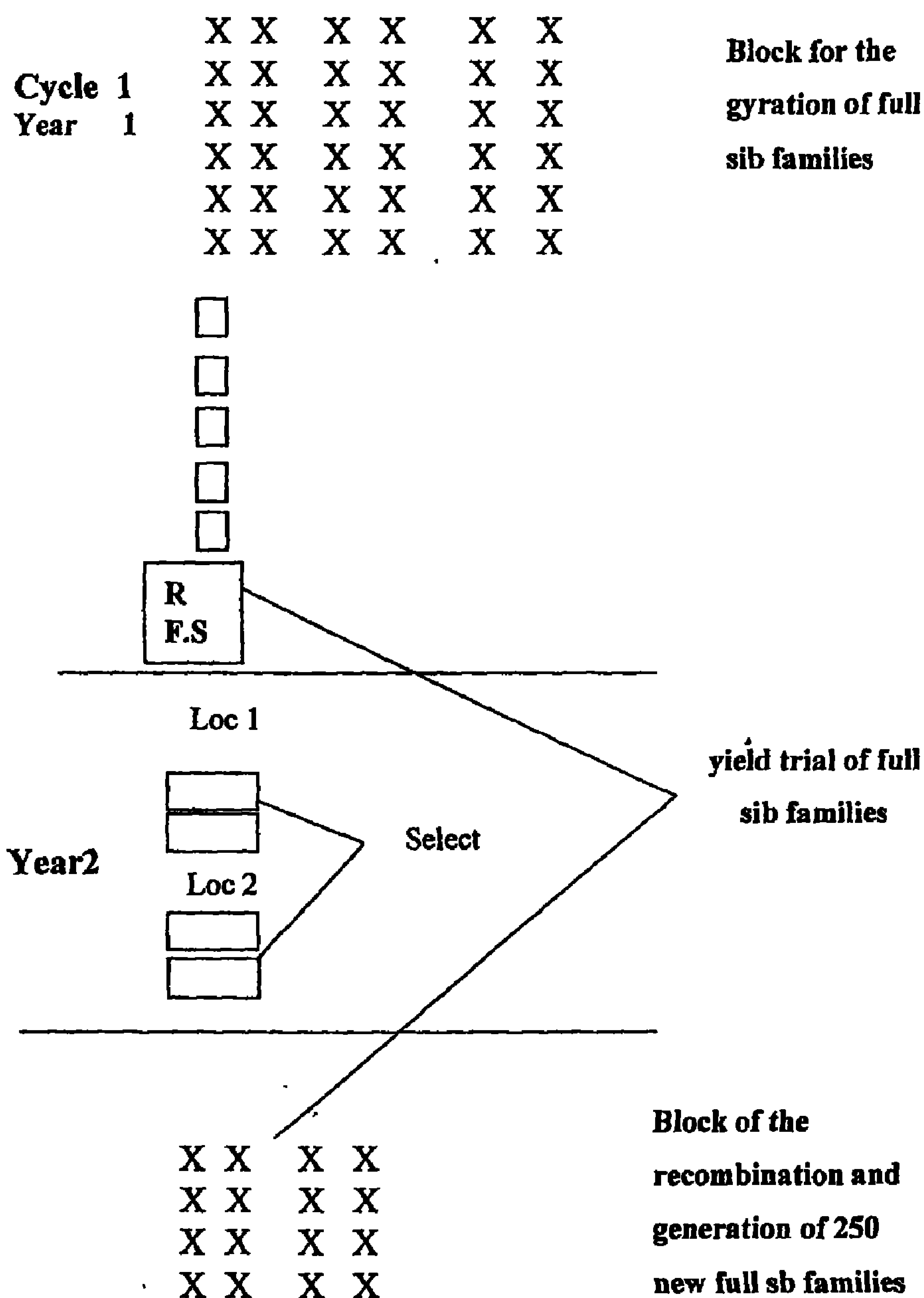
XX XX X
XX XX X
XX XX X
XX XX X

Selfing Block

R.S Half sib families "b" الشكل التنفيذي لطريقة

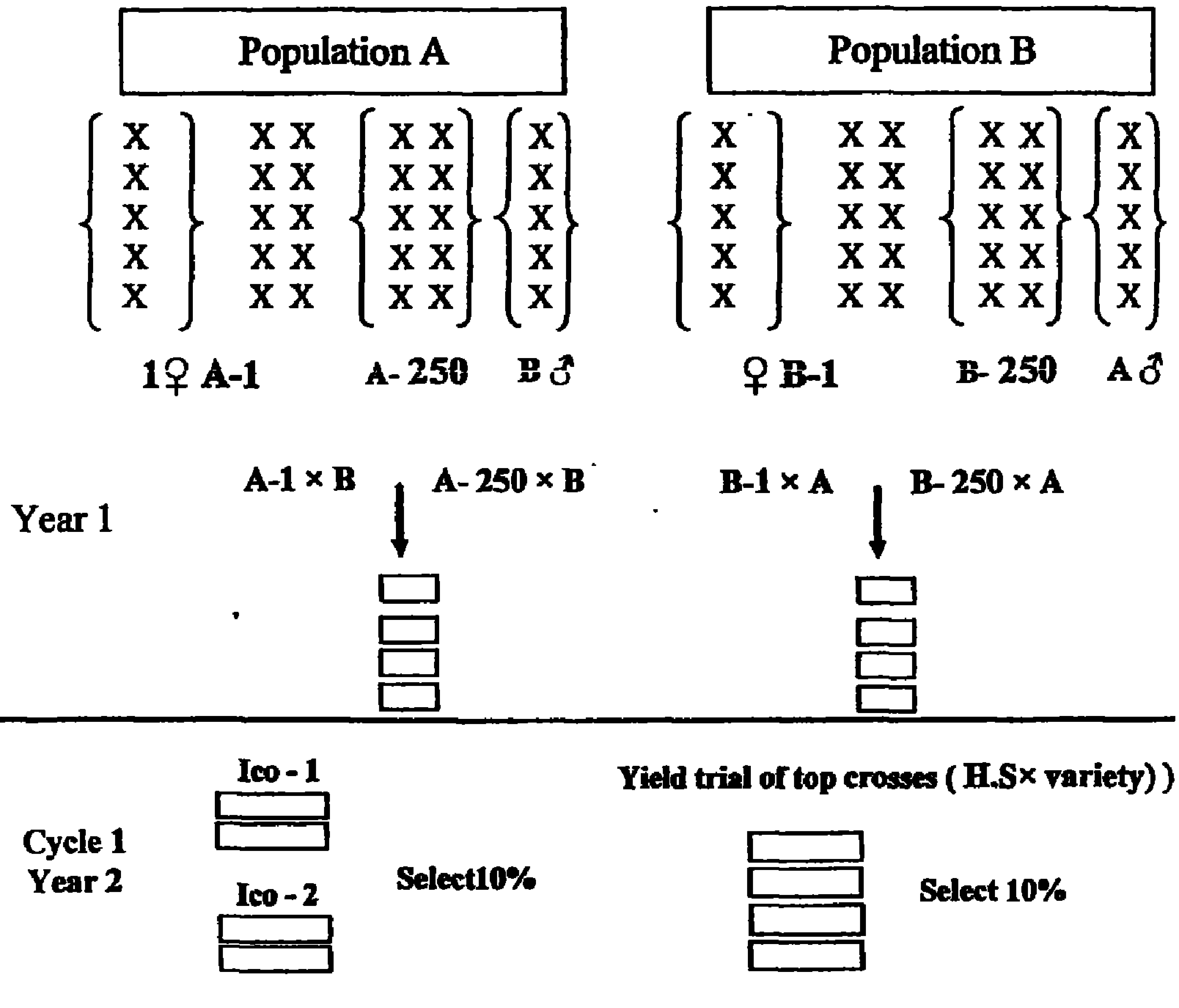


الشكل التنفيذي لطريقة R.S. Full - sib family selection (2)

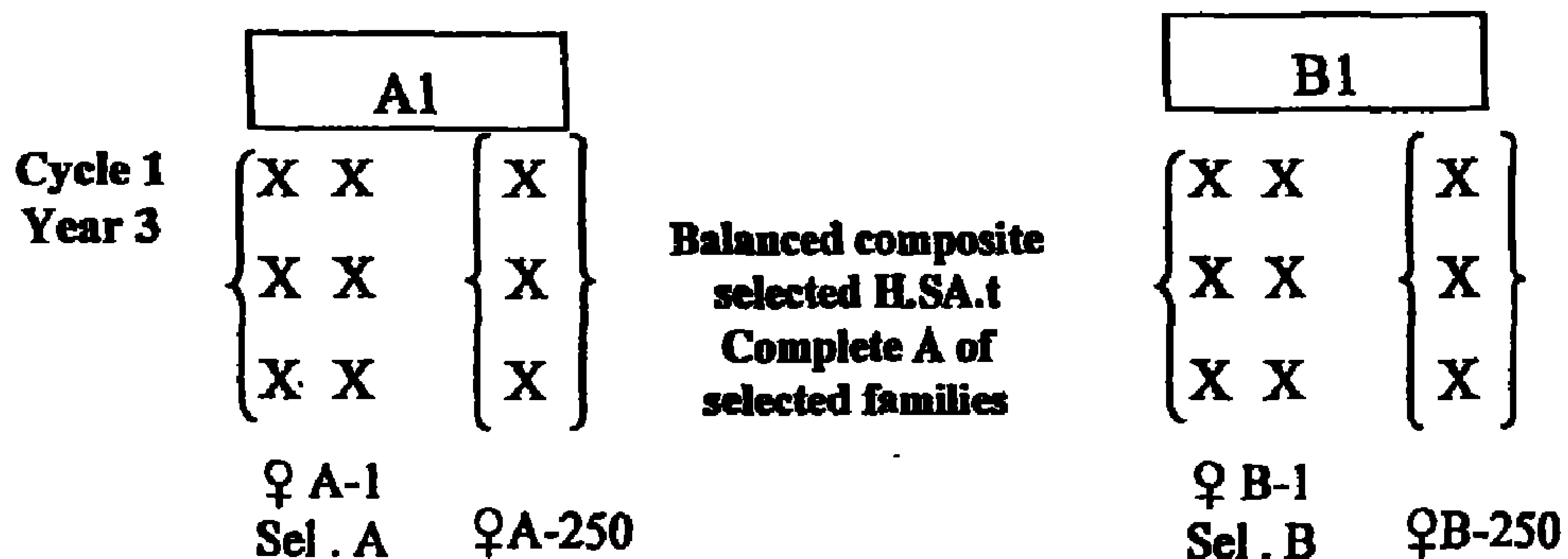


Reciprocal recurrent selection on Half sib family الشكل التنفيذي لطريقة

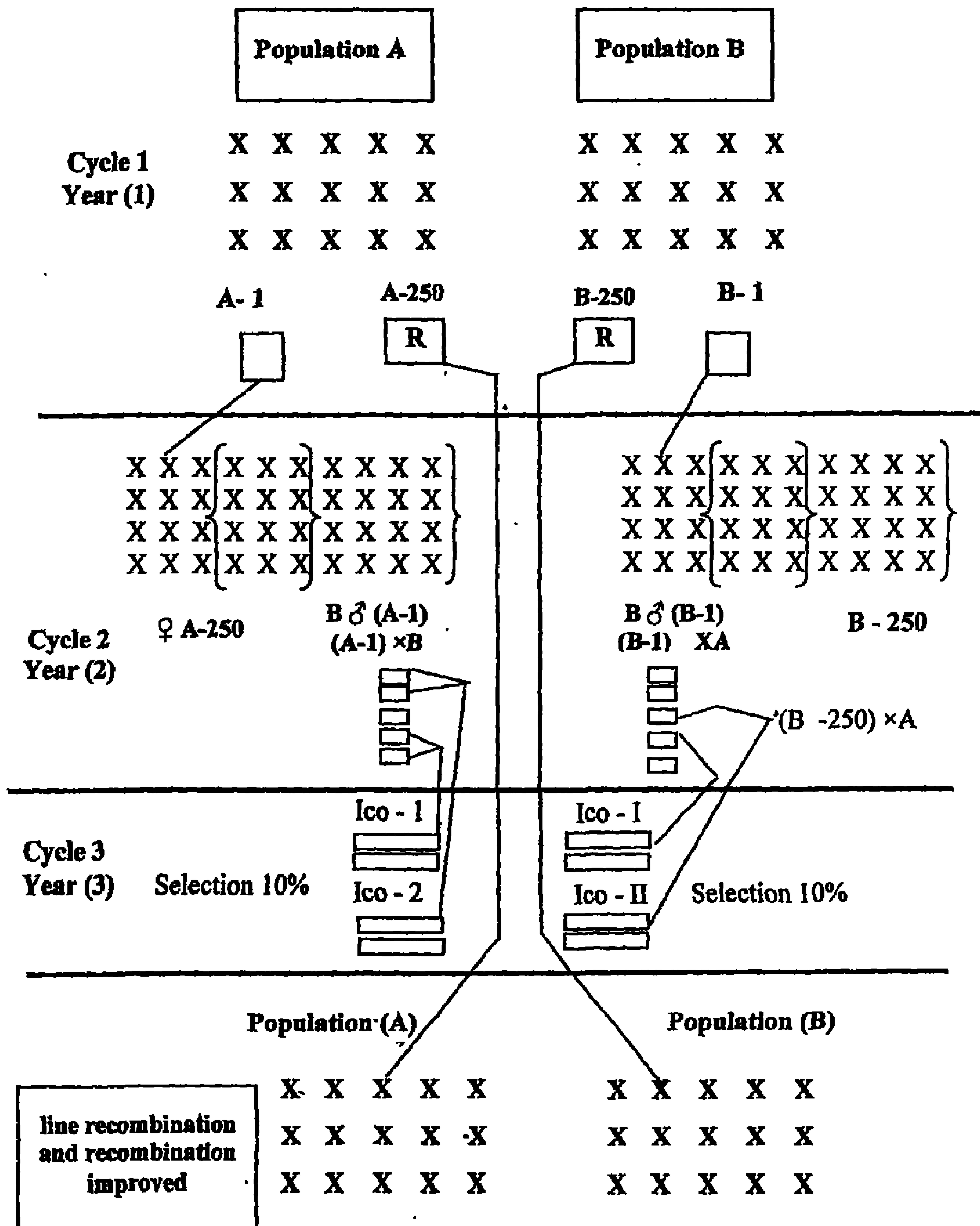
Block formation of top crosses (H.S.F x Variety)



Recombinant of the improved



Reciprocal recurrent selection (Comstock , Robinson , Harvey 1949)



١٣ ـ ١٠ ـ كيفية زيادة فعالية الانتخاب

كما أوضحنا مسبقا أن التقدم الوراثي المتوقع الحصول عليه عند ممارسة الانتخاب هو :

$$\Delta G = ic\ S^2G / y\sqrt{\frac{S^2e}{re}+\frac{S^2GE}{e}+S^2G}$$

حيث أن :

i = الفارق الانتخابي القياسي Standardized selection differential

C = التحكم الأبوي Parental control

y = سنوات تنفيذ الدورة الانتخابية

R = عدد المكررات لكل بيئة

e = عدد البيئات اللازمة للاختبار

وبناءا عليه فلزيادة فعالية (ΔG) ينبغي أن نعمل علي :

١- زيادة شدة الانتخاب
٢- زيادة التحكم في الإباء
٣- زيادة التباين الوراثي
٤- اختزال وتقليص سنوات تنفيذ كل دورة انتخابية
٥- اختزال التباين المظهري
٦- استخدام طرق المعلمات الوراثية الجزيئية

فإذا أردنا زيادة شدة الانتخاب Increase selection deferential (i) يجب أن نعمل علي :

١- زيادة عدد الأفراد التي يجب أن تقيم أو تختبر.

٢- تقليل Proportion selected وهذا له علاقة قوية مع (i) وهذا يتضح من خلال الجدول التالي وكما أسلفنا مسبقا

Proportion selection	I
30 of 100	1.149
20 of 100	1.386
10 of 100	1.730
5 of 100	2.018
1 of 100	2.508

ولزيادة التحكم الأبوي (c) فأن القيمة علي حسب الأتي :-

C = ½ if unselected males .

C = 1 if both parent are selected

C = Z if selfed progeny is recombined .

ولزيادة التباين الوراثي Genetic variance

١- زيادة التباعد الوراثي للإباء Genetic diversity

٢- معرفة حجم أو مقدار التربية الداخلية قبل التقييم

حيث أن :-

(1 + F) S^2A

F = 0 S^2A

F = 1   S 2A

٣- تحديد نوعية العائلات المنتخبة

Progeny	S^2G
HS	¼ S^2A
FS	½ S^2A + ¼ S^2D
S1	S^2A + ¼ S^2D
S2	3/2 S^2A + 3/16 S^2D
Sn	2 S^2A

ولزيادة فعالية الانتخاب عن طريقة تقليل عدد السنوات اللازم لتنفيذ دورة انتخاب . وهذا يتم عن طريق :

١- استغلال تعاقب المواسم الزراعية في مناطق زراعية متباعدة (أي يجري التهجين وإنتاج العائلات في منطقة ما ويجري التقييم بعد ذلك مباشرة في منطقة أخري ، أي يجري إنتاج وتقييم العائلات في عام واحد بمناطق مختلفة .

٢- استخدام الصوب الزجاجية وما شابه ذلك مثل growth chambers

ولتقليل أثر زيادة التباين المظهري يكون ذلك عن تقليل قيمة (e) ، (re) أي العمل علي :

١- زيادة عدد البيئات

٢- زيادة عدد المكررات

٣- استخدام تصميمات إحصائية مناسبة مثل تصميمات الشبكيات lattice designs

٤- تقليل التباين في اختلافات التربة والمعاملات الزراعية ويجب أن يكون مطلوبا بأن

$$S^2e = S^2w + S^2wg / n + S^2$$

حيث أن (n) عدد النباتات لكل قطعة تجريبية (plot)

ولزيادة فعالية الانتخاب عن طريق المعلمات الوراثية الجزيئية عن طريق :

1- i vs S^2G : increase I maintaining variability .

2- Increase (c) by selecting before pollination .

3- Reduce y by selection outside the selection environment selection.

4- Mass vs convention and selection.

وهناك اتجاه آخر لزيادة فعالية العائد الانتخابي وذلك عن طريق :

١- تنظيم حجم المكونات الوراثية المضيفة والسيادية وعليه فإن أفضل الطرق التربوية المناسبة هي طرق الانتخاب المتكرر العكسي RRs.

٢- الدمج ما بين المعلومات المتاحة باستخدام الطرق العادية والمتعارف عليها وبين الانتخاب بالمعلمات الوراثية الجزيئيين ، حيث أن

Genotype value = $b^2 Z + bm M$

٣- استخدام دلائل الانتخاب المختلفة

٤- استغلال جيد للمعلومات المتاحة عن الأنساب pedigree relatives وكذلك الأنساب

٥- استخدام الطرق التكنيكية البيولوجية الحديثة .

وقد أشرنا إلي استخدام طرق دلائل الانتخاب فهي متعددة ونورد منها ما يلي :-

1- Smith – Hazel index & optimum selection index.
2- Base index.
3- Modified index.
4- Weight – free indices.
5- Restricted selection indices
6- Direct gain index.
7- Index in prospected and realized gain index.
8- Index selection using optimization from relatives and combined family selection.
9- Non-Linear index selection.
10- Index involving Marker and phenotypic data.
11- Selection index across environments and combination of indices

ولمزيد من التفصيل يرجع إلي Javier Betran ١٩٩٨ .

مثال عددي تحليلي لطرق تحليل الدلائل الانتخابية Selection indices

1- Independent culling level method طريقة الانتخاب بالمستويات

أ- يتم انتخاب أعلي ١٠٠ F.S من أصل ٢٥٦ مع H.S التي تم تكوينها علي أساس المتوسطات علي أساس Their individual or family phenotypic performance .

ب- الصفات تحت الدراسة :

١- المحصول / نبات

٢- وزن المحصول / حبه

٣- طول الكوز

٤- عرض الكوز

٥- عدد الصفوف / كوز

٦- عدد الحبوب / صف

٧- عدد الحبوب / كوز

جـ- التحسين الوراثي المتوقع الحصول عليه باستخدام معادلة pirchner ١٩٧٩.

$\Delta G = i\ hi\ Saj$

Where i = the selection intensity أي شدة الانتخاب

الجذر الربيعي لقيمة المكافئ الوراثي للصفة h^2 = hi

$S\Delta j$ = the genetic standard deviation of the jth trait

(أي جذر S^2A)

B- Selection indices دلائل الانتخاب

- يسمح برنامج (1970) Cunningham) seined)

أ- تحسب القيم الاقتصادية (V) للصفات علي أساس الفروق ما بين تكلفة الإنتاج والدخل المادي أو العائد، لعد مدة (حسب الافتراضات الخاصة بالباحث) .

V1 = 1.00 , 0.5

V2 = 1.00 , 0.5

V3 = 1.00 , 0.5

V4 = 1.00 , 0.5

V5 = 1.00 , 0.5

V6 = 1.00 , 0.5

V7 = 1.00 , 0.5

ويمكن بعد ذلك عمل دلائل الانتخاب التالية :-

١- General selection index

أو دليل الانتخاب العام : ويعتمد هذا علي حل أو فك المعادلة في المصفوفة الخاصة بذلك وكما يلي :-

pb = Gv to give

b = p-1 GV

Where : P= S^2 ph and Covariance matrix

G = S^2 Gh and co . matrix

V= economic weight column vector

B = weighting factor column vector which in going to be solved

أي المطلوب حسابه :

حسابات التباين الوراثي والمظهري والتغاير بهما .Cov ويمكن الحصول عليها أو إجرائها كما اتبع في Cunningham (١٩٦٩)

كذلك يمكن حساب الثوابت التالية :

a) Standard durations of the index SI = $\sqrt{b'pb}$

b) Standard radiation of aggregate genotype ST = $\sqrt{V'GV}$

c) The correlation between the index and the aggregate gene type :r TI = SI / ST

وعليه يكون العائد الوراثي للانتخاب ΔG لكل صفة بعد دوره انتخاب واحدة كما يلي بعد حل او فك المعادلات التالية .

Δgi = rGiI i SGi

ΔGI = bGiI i SGI

Here rGiI = correlation of the trait with the index .

i = select differ in standard units.

SGi = standard and of S^2G of the trait

B GiI = aggregate of the trait on the index.

إذن : قيمة كل صفة في الدليل

$= 100 - \sqrt{b'pb = bi2/wii/(bpb).100}$

حيث أن :

Wii is the diagonal element of

كذلك يكن حساب لكل صفة sub index بحل المعادلات التالية :

b = p-1 G

b = weighting factor vector for the index

p – 1 = original p matrix inverse

G = Cov vector between the variants in the index and the main trait in the aggregate genotype.

The sub index for the main

Trait = I = bH

Reduced selection Index:-

يمكن إظهار فعالية هذا الدليل الانتخابي المختزل بعد المقارنة مع الدليل الانتخابي العام general index ويتم ذلك عن طريق المعادلة التالية :

$\Delta TI / \Delta T = \sqrt{B'SB / b'Pb}$

حيث أن B'SB التباين في الدليل الانتخابي المختصر بعد استبعاد بعض من مصادر الاختلاف مع إيجاد عوامل موزونة جديدة new weighting factors (B) تكون قد نشأت مع تغيرات الشكل المظهري في الدليل الانتخابي المختصر (S)

٣- دلائل الانتخاب المحددة Restricted selection index

يلزم لعمل هذا الدليل الانتخابي إضافة متغير يطلق عليه .dummy var إلي الدليل الانتخابي العام وعليه يضاف صف وعمود إلي (P) في هذا الدليل ويصبح أو للحصول علي مصفوفة "P" وإضافة صف تقييم الصفار لتصبح أو للحصول علي "G بدلا من G " معني ذلك أن نواتج التغير ستكون صفرا وذلك بجراء التغير في تلك الصفة أو المتغير . كذلك فأن العامل الموزون weighting factor ("b) الخاص بهذا الدليل الانتخابي المحدد يمكن الحصول عليها بفك أو حل المعادلة التالية:

P " b = G " V

بيد أن العمود الزائد أو المضاف ("P) يشتمل علي عمود (G) بالنسبة الصفة الكاملة التحديد أو المحددة بشكل كامل مع إضافة صفر في المكون أو العنصر الأخير .

وفي الدلائل الانتخابية الجزئية لصفات محددة أو خاصة يفترض بأن الثابت (K) يساوي التغاير Cov ولهذه الصفة مع الدليل نفسه . الصفر أو المكون الأخير ("P) يحل محله k/bd – حيث أن (bd) هي العامل الموزون للمتغير dummy variable

٤- الدليل الانتخابي متعدد المراحل

Multiple – stage selection index :

اقترح هذا الدليل الانتخابي لحالات الانتخاب متعدد المراحل. ويمكن عمله لمرحلة واحدة أو لمرحلتين وتكون طرق الانتخاب كما يلي :

A- One – Stage selection

انتخاب المرحلة الواحدة .

١- المتغيرات X5 X4 X3 X2 X1

٢- المتغيرات (I1 = X1 X2 X3)X5 X4 I1

B- Two – Stage selection :

انتخاب المرحلتين

٣- المتغيرات X3 X2 X1 في انتخاب المرحلة الواحدة والمتغيرات X5 X4 X3 X2 X1 في الانتخاب ذو المرحلتين .

٤- المتغيرات X3 X2 X1 في انتخاب المرحلة الواحدة والمتغيرات I1 X4 X5 في الانتخاب ذو المرحلتين .

٥- المتغيرات X3 X2 X1 في انتخاب المرحلة الواحدة والمتغيرات X5 X4 في الانتخاب ذو المرحلتين .

حيث أن X1 , X2 , X3 , X4 ,. X5 هي المتغيرات أو الصفات التي ينبغي الانتخاب لها كما أوضحنا سالفا .

وتنفذ أو تجري المرحلة الواحدة بعد أن تكون جميع بيانات المتغيرات قد أمكن الحصول عليها . ويفترض بأن المتغيرات X1 = X3 X2 X1 في الأطوار الأولي من حياة النبات أو الفرد وفيها يمكن الانتخاب باستخدام دليل يشتمل فقط علي X1 . وفي هذه الحالة يمكن تمثيل المصفوفة أو عملها باستبعاد تباينات وتغايرات المتغيرات المتأخرة مثل (X4 , X5) من المصفوفة الأولي . المتغيرات (X2 = X4 , X5) تصبح مهمة ومتاحة بعد عدة أسابيع من النمو . وفي حالة عدم إجراء الانتخاب في المتغيرات التي سجلت بياناتها مبكرا أي في الأطوار الأولي من حياة الفرد (X1) ، يمكن انتخاب الأفراد (ولتكن F.S) بواسطة دليل انتخابي الذي يكون فيه المتغيرات X1 مستبدلة بدلالتها (I1) باستخدام طريقة Cummingham (1975a) بضم دليل إلي أخر عن طريق المعادلة التالية :

$$MT = E (I1 , X2 , Y) / (I1 , X2 , I)$$

هذه المصفوفة تشتمل علي S2I1 كمكون أول فيها ، في حين تكون بقية الأشكال figures مشتملة علي تغايرات .Cov الخاصة بـ I1 مع المكونات Y , X2 للحصول علي مصفوفة ضرورية خاصة بانتخاب المرحلة الواحدة تشتمل علي I1 x4 x5 .

أما في حالة انتخاب المرحلة الثانية ، فمن بين الأفراد (F.S) والتي انتخبت في مرحلة الانتخاب الأول سيكون لها مكان أو دور وخاصة عندما يتاح الحصول أو تسجيل بيانات جميع المتغيرات عند عمر لمدة أسابيع من النمو وبالرجوع إلي Cummingham (1975) فإن ثابت الانتخاب للمرحلة الواحدة والذي يرمز له بـ (S) وهكذا يمكن الحصول عليه من المعادلة التالية :

$$S = i` ( i ` + t)$$

t = truncation point

Standardized Selection deferential= (i)

أي الفارق الانتخابي القياسي

ويصبح من الضروري عمل تعديل في صورة مصفوفة التباينات والتغايرات Var. Cov. في prior index أي في الدليل السابق (MT) بالنسبة لتأثير الانتخاب علي (I) باستخدام المعادلة التالية

M"T = MT – T`TW

حيث أن T هي aggregate genotype أو القيمة التربوية Breeding value ، W هي النسبة ما بين الثابت الانتخابي (S) و التباين في المرحلة الأولي

W = S / S2I1

استخدام انتخاب المرحلتين علي المتغيرات I1 , X4 , X5 يحتاج الأمر إلي إجراء تعديل يجري علي الصف الأول للمصفوفة (MT) باستخدام المعادلة التالية :

V" = (1-S) V

حيث أن (V) هي التباين أو التغاير cov الخاص بـ I1 قبل إجراء التعديل . التباينات والمتغايرات الخاصة X2 يمكن تعديلها بالمعادلات الخاصة بذلك رجوعا إلي Cunningham (1975 a)

ولعمل مقارنة مع هذا الدليل الانتخابي ، يحتاج الأمر إلي عمل دليل انتخابي علي الصفات x4 , x5 والتي تكون بياناتها متاحة في المرحلة الثانية . ويعمل الدليل باستبعاد الصف الأول والعمود (I1) للمصفوفة (M"T) . ولاستكمال هذه المقارنة واتجاهها ، يكون من الضروري أن تشتمل المرحلة الثانية للانتخاب علي جميع الصفات تحت الدراسة .

ولعمل مقارنة أخري ما بين الطرق الخمسة للانتخاب علي أساس دليل انتخاب المرحلة الواحدة أو المرحلة الثانية تكون بشدة الانتخاب النهائي final selection intensity (b) وما يقابلها من قيمة الفارق الانتخابي selection differential (z/b) ثابتة .

ففي حالة انتخاب المرحلة الواحدة تكون b = 6% وكذلك i ` = 2 في حين تكون (i) مســـــاوية ( i = 1) عند الانتخاب أفضل ٣٨% من الأفراد في مرحلة الانتخاب الواحدة ، وتكون عند انتخاب أفضل ١٦% لبقية الأفراد في المرحلة الثانية أي ( i` = 1.52)

العائد باستخدام أي من طرق دلائل الانتخاب معبرا عنه بوحدات اقتصادية economic units يكون i`SI حيث أن i` الفارق الانتخابي القياسي SI هي الانحراف القياسي (S) للدليل نفسه . وعلي ذلك يكون العائد الصافي للانتخاب محسوبا علي إضافة تأثير الدليل الانتخابي عند المرحلة الأولي إلي تأثير الدليل الانتخابي للمرحلة الثانية . وطالما وأن كل من دلائل الانتخاب سواء بمرحلة واحدة أو مرحلتين بفرض إبدالهما بنفس شدة الانتخاب النهائية وهي ٦% ، فأن فعاليتهما يمكن الحصول عليها بمقارنة i` SI والتي تعتبر أو تكون هي العائد الانتخابي لأي دليل انتخابي .

ويجب الإشارة إلي أن استخدام دلائل الانتخاب تواجه صعوبة استخدامه الأوزان الاقتصادية للصفات المختلفة كما أوضحنا سلفا . ويمكن الاستعاضة عن ذلك بالقيم النسبية للصفات .

أجري نوار ١٩٨٥ وآخرين دراسة عن فعالية ثلاثة من دلائل الانتخاب conventional Selection indices في محصول الذرة الشامية . وأجريت الدراسة علي مجموعتين من ٤٤ عائلة شقيقة F.S مشتقة من صنف أمريكاني بدري وذلك لصفات محصول النبات الفردي ، ارتفاع النبات وطول الكوز وميعاد التزهير وكانت دلائل الانتخاب الثلاث المقترحة هي (Ia) (Ib) (Ic) وكانت القيم الاقتصادية المستخدمة هي للصفات السابقة وعلي الترتيب للدليل الانتخابي الأول (1a) الانتخابي وللدليل 1.0 , 0.5 , -0.5 , 0.5 الثلاثي 1.0 , 0.5 , -1.0 , 1.0 وللدليل الثالث 0.0 , 1.0 , 0.0 , 0.0 الدليل الانتخابي الثالث (Ic) أفضلها حيث أشتمل فيما وزنه الحصول وصفر لتبين الصفات لأنه أعطي أعلي قيم التحسين الوراثي المتوقع الحصول عليه . بالإضافة إلي ذلك فقد كانت قيم معامل دليل الانتخاب. Expected segregate (H) , Values of index coefficient (b) وبعض الثوابت الإحصائية الأخرى (المتوسط العام ، تباين الخطأ التجريبي ومعاملات الاختلاف المظهرية والمكافئ الوراثي بالمعني الواسع وقيم التحسين الوراثي ومعاملات الاختلاف الوراثية ومعاملات الارتباط الوراثي والمظهري) ، قد أوضحت بأن دليل الانتخاب الثاني (Ib) له ميزة نسبية أو أفضلية عن بقية الدلائل الانتخابية الأخرى وذلك عندما تؤخذ في الاعتبار هذه المكونات معا.

١٣ ـ ١٣ ـ دور الانتخاب باستخدام الدلائل (المعلمات) الجزيئية في تحسين المحاصيل الحقلية .

١ ـ تعريف :

إن الدليل (المعلم) الجزيئي هو تتابع صغير من جزيء الحامض النووي DNA الذي يرتبط بالصفة المرغوبة . ولذا مربو النبات يستخدمون هذه المعلمات الجزيئية في برامج التربية عن طريقة الانتخاب غير المباشر للمعلم الجزيئي الذي يكون مرتبط بالصفة المرغوبة .

وتعتبر مساعدة المعلمات الجزيئية في الانتخاب أكثر كفاءة من الانتخاب علي أساس الشكل المظهري خاصة عندما تكون قيمة درجة التوريث للمعلم الجزيئي تساوي واحد صحيح (Dudley ، ١٩٩٣) .

٢ ـ المميزات النسبية للمعلمات الجزيئية في برامج التربية

وقد لخص العالم Stuber في عام ١٩٩٢ المميزات النسبية للمعلمات الجزيئية في برامج التربية فيما يلي:

١- يمكن تحديد المعلم الجزيئي داخل السلالة النباتية علي مستوي النبات أو الأنسجة أو الخلايا ، في حين تحديد المعلم المورفولوجي للسلالة النباتية يكون علي مستوي النبات ككل ولذلك يتم الانتخاب للسلالة النباتية بواسطة المعلمات المورفولوجية في المراحل المتأخرة (مرحلة النضج)

٢- تكون عديد من الأليلات متاحة علي مستوي المعلمات الجزيئية في كثير من الأنواع النباتية ولذلك يمكن أن تُستخدم الاختلافات الوراثية الموجودة طبيعيا داخل العشيرة النباتية في عملية الانتخاب بدون الحاجة إلي عمل عشيرة وراثية خاصة تحتوي علي الأليلات المرغوبة .

٣- يمنع الفعل الجيني " السيادي " من معرفة كل السلالات هل متماثلة أو غير متماثلة وراثيا وذلك باستخدام المعلمات المورفولوجية في حين أن الفعل الجيني يكون إضافيا لمعظم المواقع الوراثية للمعلمات ولذلك يمكن معرفة هل السلالات النباتية متماثلة أو غير متماثلة وراثيا .

٤- نادرا ما يظهر التأثيرات المتعددة للمواقع الوراثية للمعلمات الجزيئية .

٣ ـ أنواع المعلمات الجزيئية :

يوجد العديد من المعلمات الجزيئية التي تستخدم التحليل الوراثي للنباتات وتختلف فيما بينها من حيث التكلفة وسهولة الاستخدام ونسبة الاختلافات الوراثية ونوع الفعل الجيني وعدد المواقع الوراثية التي يمكن تحديدها لكل معلم جزيئي .

١- الأطوال المتفاوتة لشظايا الحامض النووي المقيد (RFLP)

كان أول استخدام طريقة ال RFLP Bostein وآخرون عام ١٩٨٠ لعمل الخريطة الوراثية للإنسان ، ثم كان أول تطبيق لها في تربية النبات بواسطة العلماء Burr وآخرون عام ١٩٨٣ .

وترجع الاختلافات بين حزم الRFLP إلي طفرات في القاعدة النيتروجينية عند منطقة القطع أو طول الجزء المقطوع بواسطة إنزيمات القطع .

ويستخدم المعلم الجزيئي RFLP في التعرف علي الأصناف وعمل الخرائط الوراثية وتحديد المواقع الوراثية المسئولة عن الصفات المرغوبة ويساعد في عملية الانتخاب المبكر للسلالات في برامج تربية النبات (Beckman & Soller ، ١٩٨٣)

وعلي الجانب الأخر ذكر كل من Raman & Read عام ١٩٩٩ أن تحليل ال RFLP مكلف ومجهد ومنخفض في نسبة الاختلافات الوراثية بين النباتات المتضاعفة وأيضا يشتمل هذا التحليل علي مواد مشعة . ولذلك فإن المعلمات الجزيئية التي تعتمد علي تفاعل البلمرة المتسلسل تكون أكثر كفاءة وأسهل . (لمزيد التفصيل – ارجع للفصل العشرون من هذا الكتاب) .

٢- المعلمات الجزيئية التي تعتمد علي تفاعل البلمرة المتسلسل PCR :

٢-١ التضاعف العشوائي لأجزاء الحامض النووي متعدد الأشكال (RAPD) :

تعتمد طريقة ال RAPD علي تفاعل البلمرة المتسلسل باستخدام بادئ جزيئي صغير (عادة يتكون من ١٠ نيوكليوتيدات) . وترجع الاختلافات بين الحزم إلي إضافة أو حذف نيوكليوتيدات بين مواقع البادئات تغير من حجم الحزم مما يسهل تحديدها بدقة (Williams وآخرون ، ١٩٩٠) .

وذكر كل من Waugh & Powell في عام ١٩٩٢ أن ال RAPD له عدة مميزات منها أنه طريقة عملية بسيطة وسريعة وتتطلب كمية DNA قليلة ولا تشتمل علي مواد مشعة . واستخدام ال RAPD في تقدير العلاقات الوراثية في القمح والسورجم وفول الصويا بواسطة عديد من العلماء . وأيضا ال RAPD لة دور مهم في عمليات الانتخاب .

٢-٢ مواقع التتابعات المحددة (STS) :

قام العلماء Olson وآخرون ١٩٨٩ بتحويل المعلمات بتحويل الجزيئية RAPD ، RFLP التي حددت مواقعها الوراثية إلي بادئات جزيئية معلومة تتابعاتها من النيوكليوتيدات ، وتعتبر هذه الطريقة

ذات كفاءة في تحديد المعلمات الجزيئية المرتبطة بالجينات المرغوبة ومعرفة موقعها الوراثي علي الكروموسوم . واستخدمت هذه الطريقة بكفاءة في التحليل الوراثي لكل من القمح والشعير (Talbert وآخرون ، ١٩٩٤ و Blake وآخرون ١٩٩٦).

٢-٣ الميكروستلايت أو التتابعات بسيطة التكرار (SSR)

المعلم الجزيئي SSR يتكون من واحد إلي ستة نيوكليوتيدات متكررة . ويعتبر هذا المعلم الجزيئي مفيد عندما يستخدم في مساعدة الانتخاب وذلك نظرا لارتفاعه في نسبة الاختلافات الوراثية وانتشاره في الجينيوم داخل النبات . وقداستخدم هذا المعلم الجزيئي في التحليل الوراثي ومعرفة درجة الاختلافات الوراثية لسلالات الشعير والذرة (Saghai Maroof وآخرون ، ١٩٩٤ و Gethi وآخرون ، ٢٠٠٢) . وكذلك استخدام هذا المعلم بكفاءة في عمليات الانتخاب فمثلا وجد العلماء Spielmeyer و آخرون عام ٢٠٠٣ الميكروستلايت gwms 33 مرتبط بجين مقاومة الأصداء في القمح .

٢-٤ القطع المتضاعفة المختلفة الطول (AFLP):

استخدمت طريقة AFLP بكفاءة في التعرف علي المعلمات الجزيئية للحامض النووي DNA للنباتات بواسطة العلماء Vos وآخرون عام ١٩٩٥ .

وتجري طريقة AFLP بالخطوات التالية :

١- تحليل الحامض النووي DNA بواسطة إنزيمات القطع ثم يلحم بناقل متخصص .

٢- تكبير أجزاء الحامض النووي بواسطة تفاعل البلمرة المتسلسل (PCR) باستخدام بادئين جزئيين .

٣- عمل هجرة كهربائية لجزئيات الحامض النووي المكبرة بواسطة PCR

وإن معظم تطبيقات طريقة AFLP في تربية النبات هي تحليل المسافة الوراثية والتعرف علي الأصناف وعزل ومعرفة المعلمات الجزيئية المرتبطة بالجينات المرغوبة .

٢-٥ - الأشكال المتعددة للنيوكليوتيدات الفردية (SNP)

طريقة SNP هي عبارة عن حدوث اختلافات في تتابع الحامض النووي DNA نتيجة لتغير نيوكليوتيدة واحدة في الجينوم (Cho وآخرون عام ١٩٩٩ ، Griffin & Smith عام ٢٠٠٠)

واستخدمت طريقة SNP كمعلم جزيئي في تطبيقات برامج تربية النبات للتعرف علي المواقع الوراثية للصفات المرغوبة . فقد تمكن العلماء Paris وآخرون عام ٢٠٠١ بتحديد جين المقاومة لمرض Powdery mildew في الشعير بواسطة SNP .

١٣ ــ ١٤ - دور الانتخاب باستخدام المعلمات الجزيئية في تحسين المحاصيل الحقلية

١- بالنسبة للصفات الوصفية :

تورث الصفات الوصفية طبقا لقوانين مندل . ويتشابه حصر الأشكال المظهرية للأجيال الانعزالية مع نمط المعلمات الجزيئية .

وإن تحديد موقع الجين علي الكروموسوم يتطلب عمل الخريطة الوراثية لكل الجينوم ، ولكن أيضا يمكن معرفة الجينات باستخدام المعلمات الجزيئية بدون أي معلومات عن خريطة الموقع للمعلم الجزيئي المستخدم وذلك باستخدام أحدي الطريقتين near-isogenic lines أو bulk segregation analysis .

وقد ذكر العلماء Stuber وآخرون عام ١٩٩٩ فوائد طريقة nearisogenic lines في أنه بمجرد معرفة الموقع الوراثي للصفة يمكن تثبيت هذا الجين في السلالة المنقول إليها وأيضا لأن الجزء الوراثي المراد تعديله في السلالة المتفوقة صغير ولذلك فإن السلالة المعدلة قريبة الشبه بالسلالة الأصلية ، وهذا يتطلب اختبارات حقلية قليلة .

أما طريقة bulk segregation analysis فإنها استخدمت بنجاح في تحديد المواقع الوراثية لصفات المقاومة للأمراض في كثير من المحاصيل الحقلية كالشعير والذرة والقمح وغيرها .

٢- بالنسبة للصفات الكمية :-

عرض العالمLee عام ١٩٩٥ الحالات التي يكون فيها دور المعلمات الجزيئية في الانتخاب أكثر كفاءة من الانتخاب بالطرق التقليدية وهي :-

١- عندما تكون الصفة التي ينتخب لها منخفضة في درجة التوريث .

٢- أن تكون المسافة بين المعلم الجزيئي وموقع الصفة أقل من ٥ سنتيمورجان .

٣- أن يكون الانتخاب في الأجيال الانعزالية المبكرة .

٤- عند استخدام حجم كبير من العينات لانتخاب المواقع الوراثية للصفات الكمية .

كما أن العالم Dulley عام ١٩٩٣ ذكر أن الصفة التي يتحكم فيها عدد قليل من الجينات وتتأثر كثيرا بالبيئة وكذلك الصفات التي يتحكم فيها عدد كبير من الجينات ، كلا من هاتين الحالتين يتطلب استخدام المعلمات الجزيئية في تحديد المواقع الوراثية لهذه الجينات .

وقد استخدمت المعلمات الجزيئية بنجاح في الانتخاب لتحسين كثير من الصفات الكمية من المحاصيل الحقلية مثل الذرة والشعير والقمح والقطن وغيرها .

وقد بين كل من العالمين Lande and Thompson عام ١٩٩٠ أن تحسين كفاءة الانتخاب يتم بواسطة استخدام كل من المعلمات الجزيئية والمظهرية معا . في حين بينت نتائج دراسات العلماء Fimelfarb and Lande عام ١٩٩٥ و Wittaker وآخرون عام ١٩٩٥ أن الانتخاب باستخدام المعلمات الجزيئية كان أكثر كفاءة من الانتخاب بواسطة المعلمات المظهرية فقط خاصة في حالة العشائر كبيرة الحجم وكذلك في حالة الصفات المنخفضة نسبيا في درجة توريثها .

وإن المعلمات الجزيئية والمظهرية استخدمت بنجاح في الانتخاب لصفات المقاومة للجفاف مثل حمض الابسيسيك وسمك الجذور ونسبة للسيقان وطول الجذور وكذلك درجة التوصيل الثغري لعدد من المحاصيل الحقلية . وأيضا استخدمت المعلمات الجزيئية بنجاح في الانتخاب لصفات المقاومة للإمراض والحشرات لعديد من المحاصيل الحقلية .

١٣ – ١٥ - دور المعلمات الجزيئية في برامج التهجين الرجعي

يمكن للمعلمات الجزيئية ان تستخدم بكفاءة فى سرعة وتحسين الدقة في برامج التهجين الرجعى وذلك من خلال الاتى:

أ- معرفة الاليلات المرغوبة المنقولة من الأب المعطى وذلك لارتباط المعلم الجزيئي بالجين المرغوب ويفضل في هذه الحالة استخدام طريقتي RFLP او Mircosatlite .

ب- السرعة في اكتشاف التركيب الوراثي للأب الرجعي وذلك لارتباط المعلمات الجزيئية باليلات الأب لرجعى ويفضل استخدام طريقة AFLP في هذه الخطوة .

ت- خفض الأجزاء المرتبطة المجاورة للاليل المنقول من الأب المعطى على المواقع المرتبطة بالجين المرغوب .

وقد ذكر العلماء Frisch وآخرون ١٩٩٩ أنة يمكن خفض عدد أجيال التلقيح الرجعى من ستة إلى أربعة أجيال باستخدام المعلمات الجزيئية .

(المرجع : تقرير مقدم إلى اللجنة العلمية الدائمة لترقية الاساتذة ، ٢٠٠٥/ ٢٠٠٩ - استخدام التقنيات الحديثة فى تحسين المحاصيل – الدكتور/ سيد العيساوى - جامعة المنوفية – معهد الهندسة الوراثية . ولمزيد من التفاصيل عن هذا الموضوع ، ارجع للفصل العشرون من هذا الكتاب- تغييرالتركيب الوراثي للنبات بأسلوب الهندسة الوراثية) .

وسوف نستعرض في احد الفصول اللاحقة كيفية استخدام المعلمات الجزيئية في الانتخاب، بيد أن Jevier Betran 1998 قد وضح بأن المعلمات الجزيئية تعتبر وسيلة جيدة لزيادة فعلية الانتخاب كما يلي:

فمن خلال معادلة التحسين المتعارف عليها

$$\Delta G = ic\, S^2G/y\sqrt{\frac{S^2e}{re}+\frac{S^2GE}{e}+S^2G}$$

يمكن ذلك عن طريق:

- I vs. S^2G : increase I maintaining verifiability
- Increase C by selecting before pollination
- Reduce y by selection outside the selection environments
- MAS vs. Conventional selection
- **<u>Low h^2 traits where MM explain higher phenotypic variation</u>**

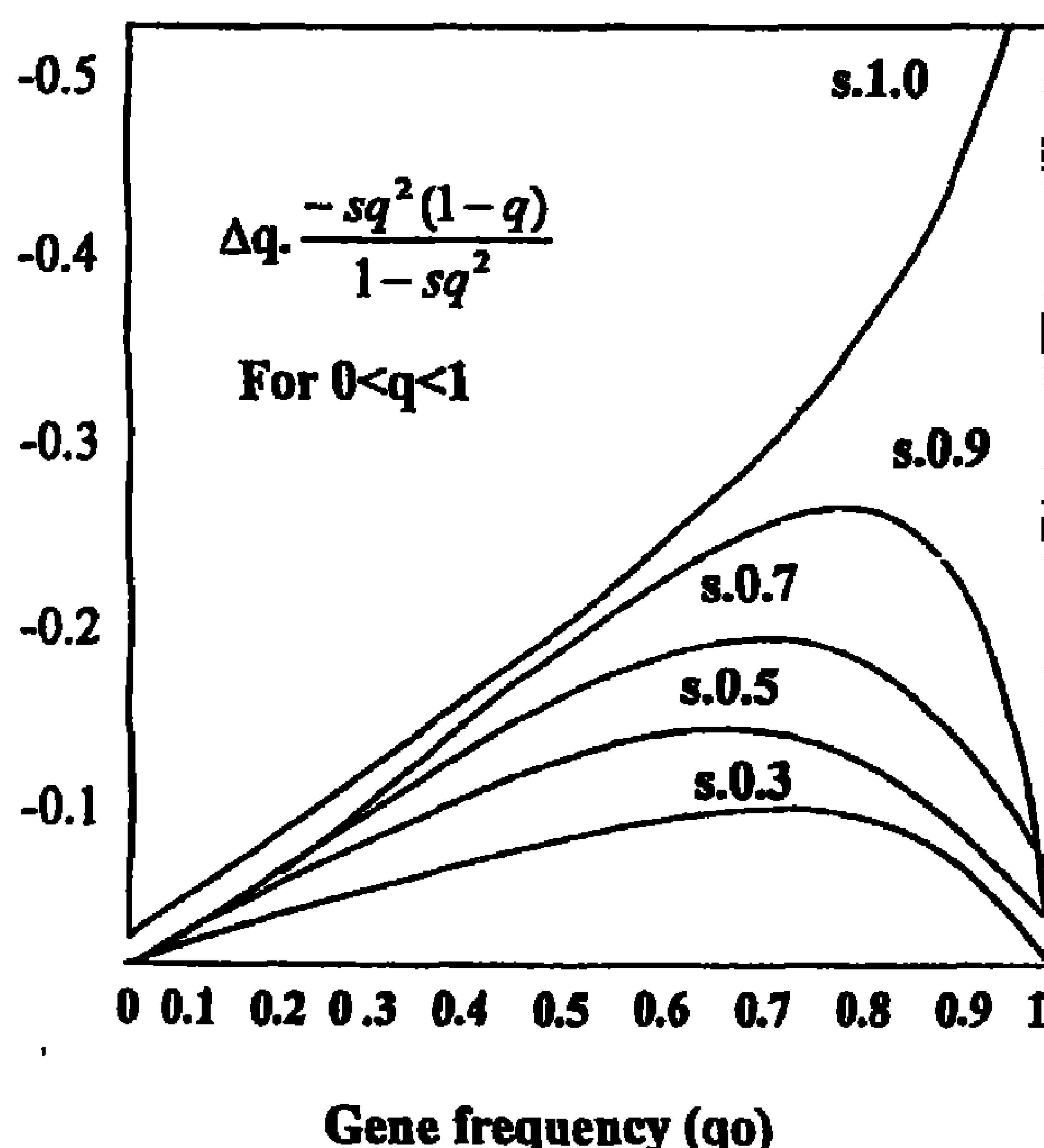
١٣ – ١٠ - إضافات أخرى لطرق الانتخاب

وقد أضاف Jevrier Betra 1998 النقط التالية فيما يتعلق بموضوع الانتخاب : العائد الوراثي في تربية النبات Genetic Gain in Plant Breeding .

أ- الصفات الوصفية

Qualitative traits

Genotypes :	AA	Aa	aa
Selection :	1	1	1-s



Change in gene frequency Δq for several selection intensities (s) and initial gene frequency .

ب- الصفات الكمية : طرق الانتخاب داخل العشائر .

Quantitative traits : Intrapopulation Methods. (Chapter 6 , Hallauer & Miranda)

١- طريقة الانتخاب الإجمالي **Mass Selection**

$$\Delta G = \frac{Ck}{y}\frac{\sigma_A^2}{\sqrt{\sigma_{we}^2 + \sigma_p^2 + \sigma_{GE}^2 + \sigma_G^2}}$$

C = 0.5 if we do not control male pollen source, c = 1 if we have selected males (e.g) selection occurs befor pollination) . y = 1 (one season per cycle).

٢- طريقة الانتخاب الإجمالي المحسنة :

Stratified Mass Selection (Gardner , C.O 1961 .Crop Science 1 : 241-245)

$$\Delta G = \frac{Ck}{y}\frac{\sigma_A^2}{\sqrt{\sigma_{we}^2 + \sigma_{GE}^2 + \sigma_G^2}}$$

٣- طريقة الكوز للخط :

Ear – to – row method . (Hopkins , C.G . 1899. Illinois Agric . Exp . Stn . Bull . 55:205-240)

$$\Delta G = \frac{CK}{y} \times \frac{\frac{1}{4}\sigma_A^2}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{re} + \frac{\frac{1}{4}\sigma_{AE}^2}{e} + \frac{1}{4}\sigma_A^2}} \qquad C = 0.5 , y = 1$$

٤ـ طريقة انتخاب الكوز للخط المحسنة

Modified Ear – to – row. (Lonnquist , J.H 1964 . Crop Sci 4 : 227 – 228)

$$\Delta G = \frac{CK}{y} \times \frac{\frac{1}{4}\sigma_A^2}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{re} + \frac{\frac{1}{4}\sigma_{AE}^2}{e} + \frac{1}{4}\sigma_A^2}} . \qquad C = 0.5 , y = 1$$

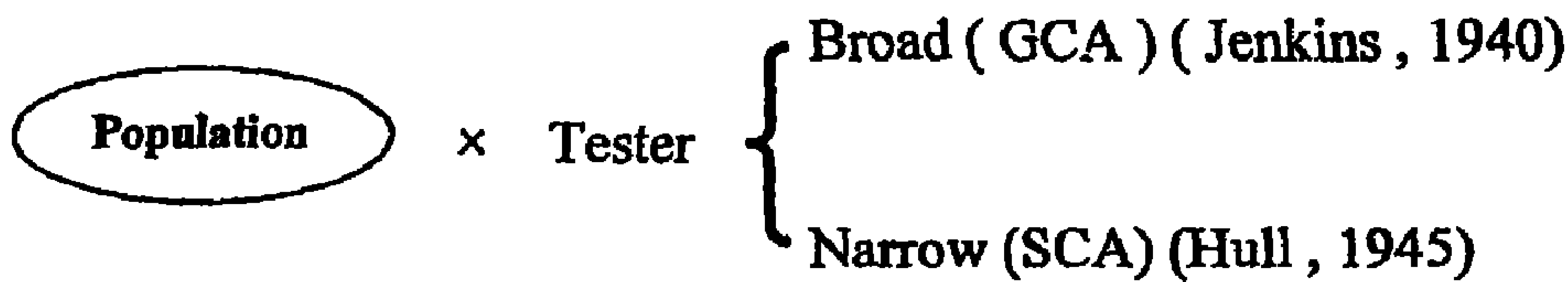
٥ـ طريقة انتخاب الكوز للخط الحديثة ؛

Modified – Modified Ear – to – row (Compton and Comstock. 1976. Crop Sci. 16:122)

We recombine remnant half – sib seed of selected families the following season . Therefore c = 1 and y =2

$$\Delta G = \; = \frac{CK}{y} \times \frac{\frac{1}{4}\sigma_A^2}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{re} + \frac{\frac{1}{4}\sigma_{AE}^2}{e} + \frac{1}{4}\sigma_A^2}} \qquad C = 1, y = 2$$

٦ـ طريقة الانتخاب في الأخوة غير الأشقاء **Half sib selection**



$$\Delta G = \frac{CK}{y} \times \frac{\frac{1}{4}\sigma_A^2}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{re} + \frac{\frac{1}{4}\sigma_{AE}^2}{e} + \frac{1}{4}\sigma_A^2}}$$

C = 1, if remnant HS seed recombined

C=2, if S1 from the selected families is recombined

٧- طريقة الانتخاب للأخوة الأشقاء : full sib Selection

$$\Delta G = \frac{Ck}{y} \times \frac{\frac{1}{2}\sigma_A^2}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{re} + \frac{\frac{1}{2}\sigma_{AE}^2 + \frac{1}{4}\sigma_{DE}^2}{e} + \frac{1}{2}\sigma_D^2 + \frac{1}{4}\sigma_D^2}} \qquad C = 1, y = 2$$

٨- طريقة الانتخاب النسل السلالي للجيل الأول الذاتي :- S1 Inbred Progeny

$$\Delta G = \frac{Ck}{y} \times \frac{\sigma_A^2}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{re} + \frac{\frac{1}{2}\sigma_{AE}^2 + \frac{1}{4}\sigma_{DE}^2}{e} + \frac{1}{2}\sigma_D^2 + \frac{1}{4}\sigma_D^2}} \qquad C = 1, y = 2$$

٩- طريقة انتخاب النسل السلالي للجيل الثاني الذاتي : S2 Inbred Progeny

$$\Delta G = \frac{Ck}{y} \times \frac{\frac{3}{2}\sigma_A^2}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{re} + \frac{\frac{3}{2}\sigma_{AE}^2 + \frac{3}{16}\sigma_{DE}^2}{e} + \frac{3}{2}\sigma_A^2 + \frac{3}{16}\sigma_D^2}} \qquad C = 1, y = 2$$

١٠ – طريقة انتخاب النسل السلالى للأجيال الذاتية Si Inbred Progeny

$$\Delta G = \frac{Ck}{y} \times \frac{(1+F)\sigma_A^2}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{re} + \frac{(1+F)\sigma_{AE}^2 + [\frac{1}{4}(1-F)(1+F)]\sigma_{DE}^2}{e} + (1+F)\sigma_D^2 + [\frac{1}{4}(1-F)(1+F)]\sigma_D^2}}$$

١٣ ـ ١١ ـ طرق الانتخاب والتحسين بين العشائر

Quantitative traits : Interaperation Methods (Chapter 6 , Hallauer & Miranda)

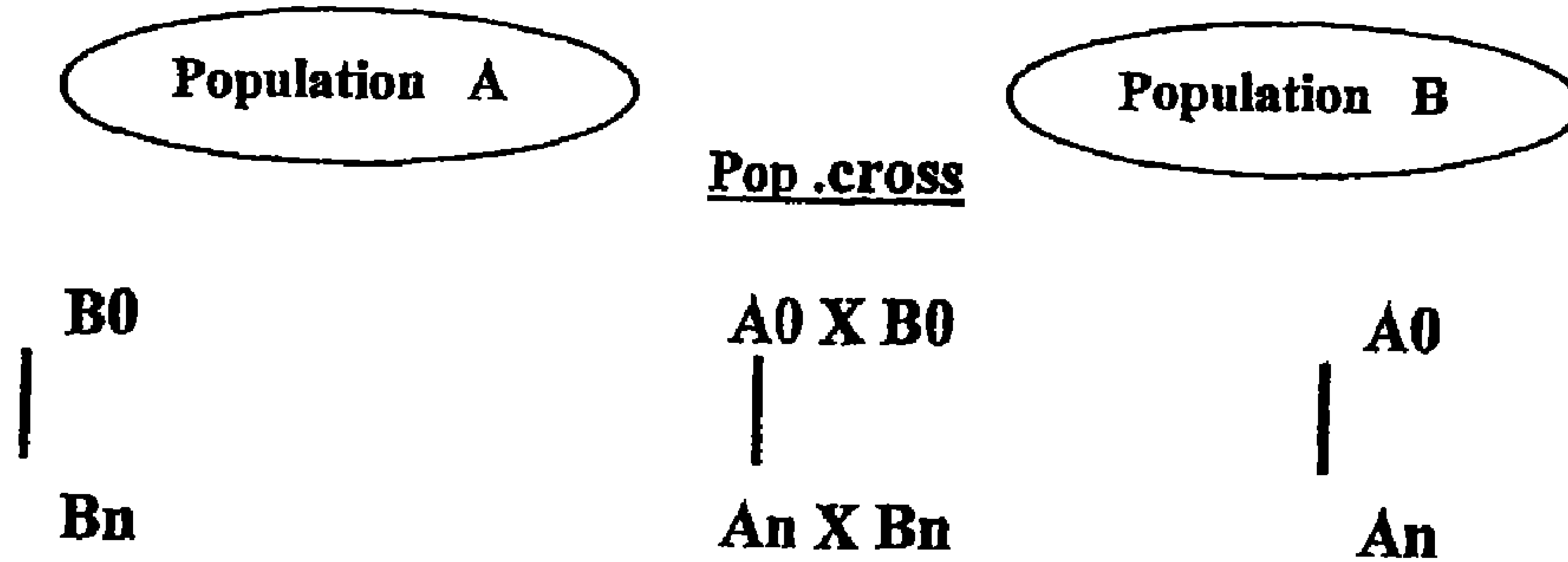
ويجرى الانتخاب هنا لعشيرتين بغرض تحسين قدرتيهما الهجينية. وهناك اتجاهين للتحسين ، الأول وهو التحسين لقدرتيها الهجينية والثاني وهو تحسين كل عشيرة على حدة Per se وطرق The interapopulation methods تستغل التاثيرات المضيفة additive effects في حين طرق Interpopulation methods تستغل التأثيرات المضيفة والسيادية وأيضا التأثيرات التفوقية إن وجدت additive and dominance effects (also epistatic effects if persent).

(Comstock, R.E., H.E. Robinson, and P.H. Havery . 1949.gron . J . 41 : 360 – 367) .

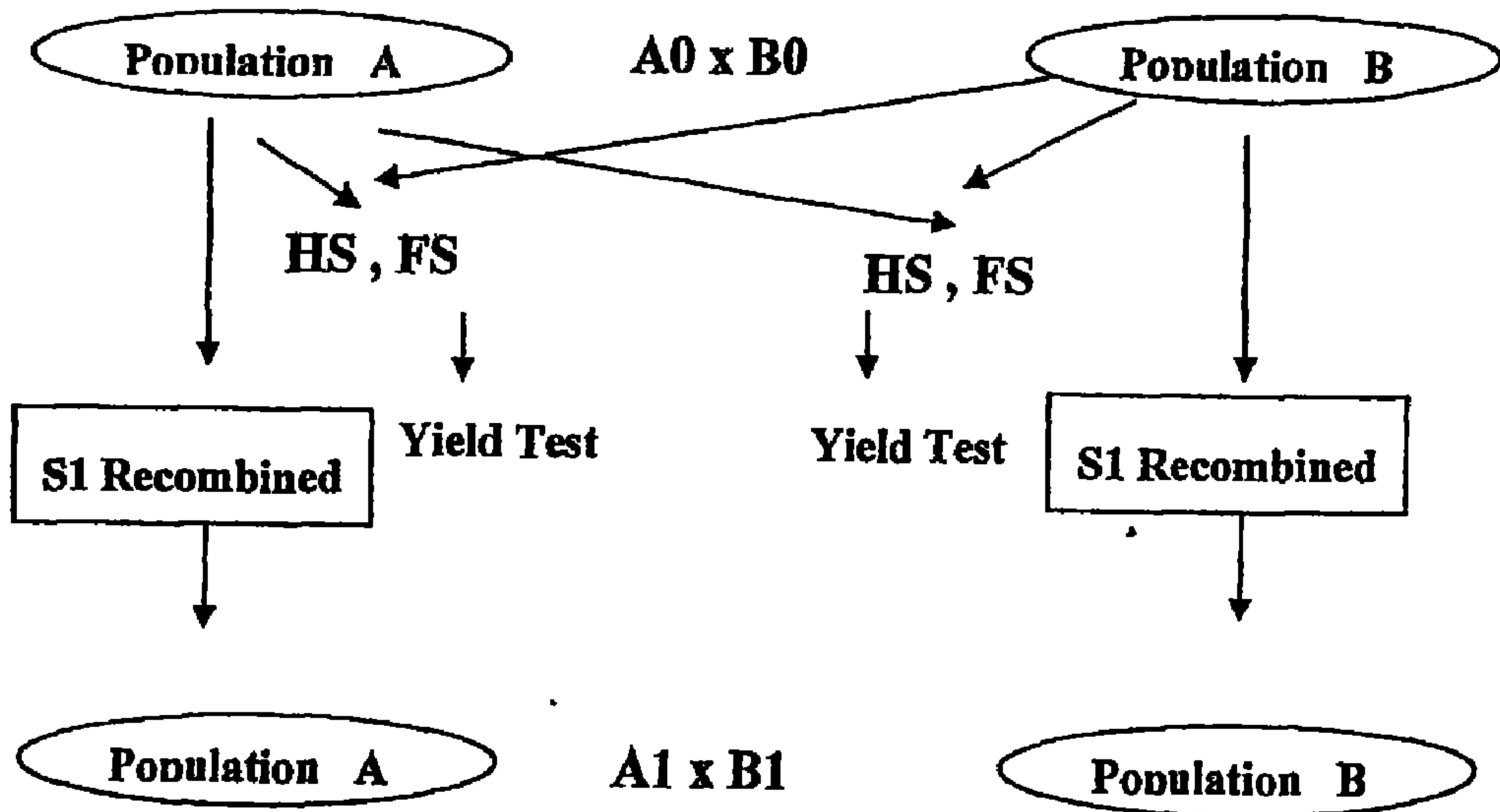
(١) طريقة الانتخاب الدوري أو المتكرر العكسي.للباحثين : **Comstock , R.E ., H.E . Robinson , and P.H. Havery . 1949.**

To be used in crops that show heterosis . It enhances heterotic group formation by selecting different alleles in each population .

Reciprocal Recurrent Selection.



Half Sib RRS



$$\Delta G = \frac{CK}{y} \times \frac{\frac{1}{4}\sigma^2_{A1}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{re} + \frac{\frac{1}{4}\sigma^2_{A1E}}{e} + \frac{1}{4}\sigma^2_{A1}}} + \frac{CK}{y} \times \frac{\frac{1}{4}\sigma^2_{A2}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{re} + \frac{\frac{1}{4}\sigma^2_{A2E}}{e} + \frac{1}{4}\sigma^2_{A2}}}$$

Serval modifications have been proposed where recombination units and type of tester change . If you are interested see :

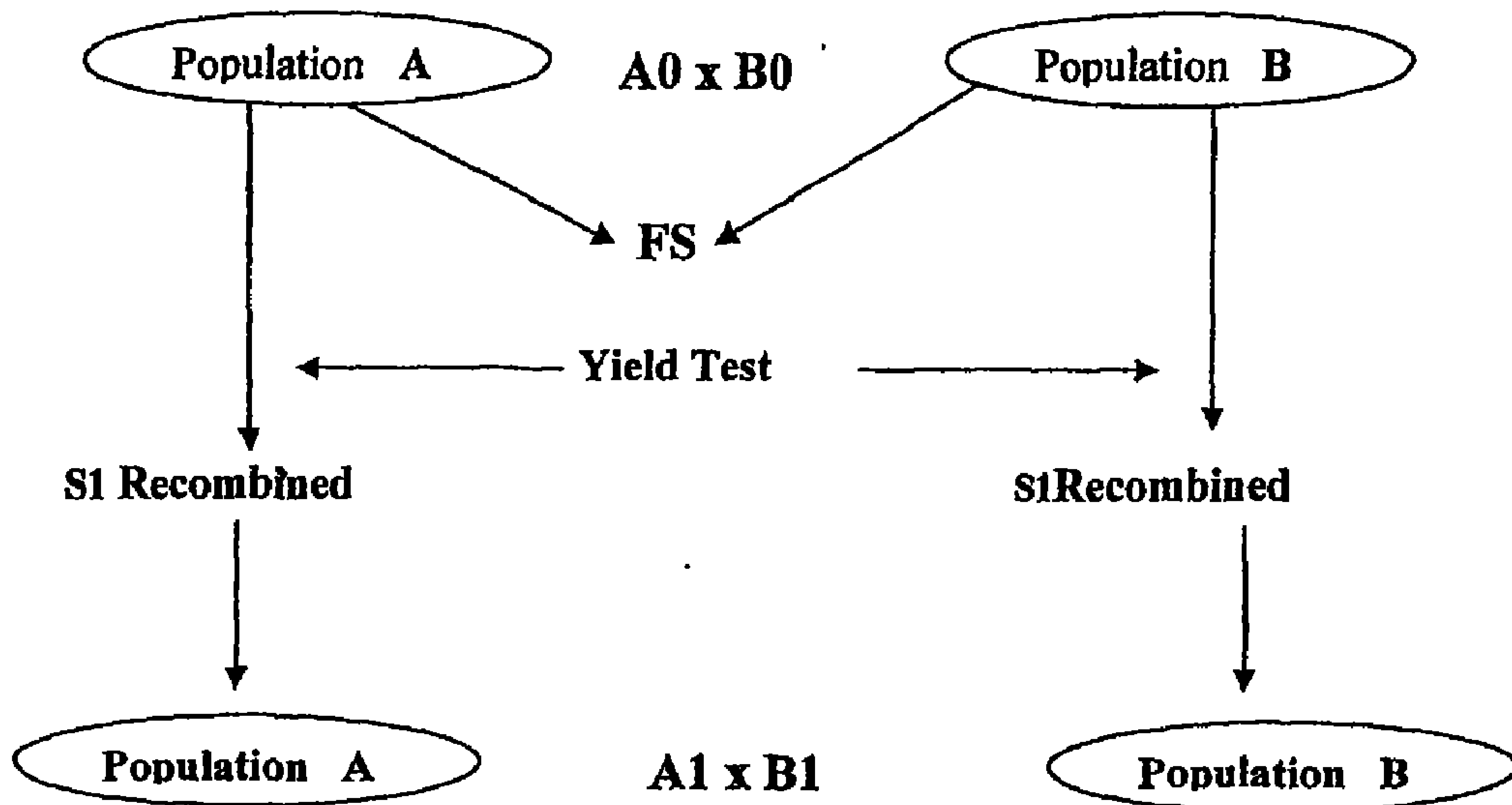
Paterniani , 1967 . Vrop Sci. 7 : 212 – 16

Paterniani and Vencovsky , 1977 . Maydica 22 : 141 – 152

(٢) طريقة الانتخاب الدوري أو المتكرر العكسي للباحثين :

Russell and Eberhart (1975 . Crop Sci . 15 : 1-4)

Full Sib RRS طريقة الانتخاب المتكرر للأخوة الأشقاء



$$\Delta G == \frac{CK}{y} \times \frac{\frac{1}{2}(\sigma^2_{A1} + \sigma^2_{A2})}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{re} + \frac{\frac{1}{2}(\sigma^2_{A1E} + \sigma^2_{A2E}) + \frac{1}{4}\sigma^2_{D12E}}{e} + \frac{1}{2}(\sigma^2_{A1} + \sigma^2_{A2}) + \frac{1}{4}\sigma^2_{D12}}}$$

We need prolific plants to produce FS and S1 'S Marquez – Sanchez , 1982 (Crop Sci . 22:314-319) Presented a modification where S1 Plants where used to make the FS families .

جـ الصفات الوصفية – طرق الانتخاب المختلطة (من عدة طرق متتابعة) :

Quantitative traits : Combination of Methods :

A typical combination of methods involves Si progenies and HS/FS families S1 progenies are developed , selection is made for traits with high habitability on S1's

the S2 plants from the selected S1 's are then used as to make the HS and FS and progenies .

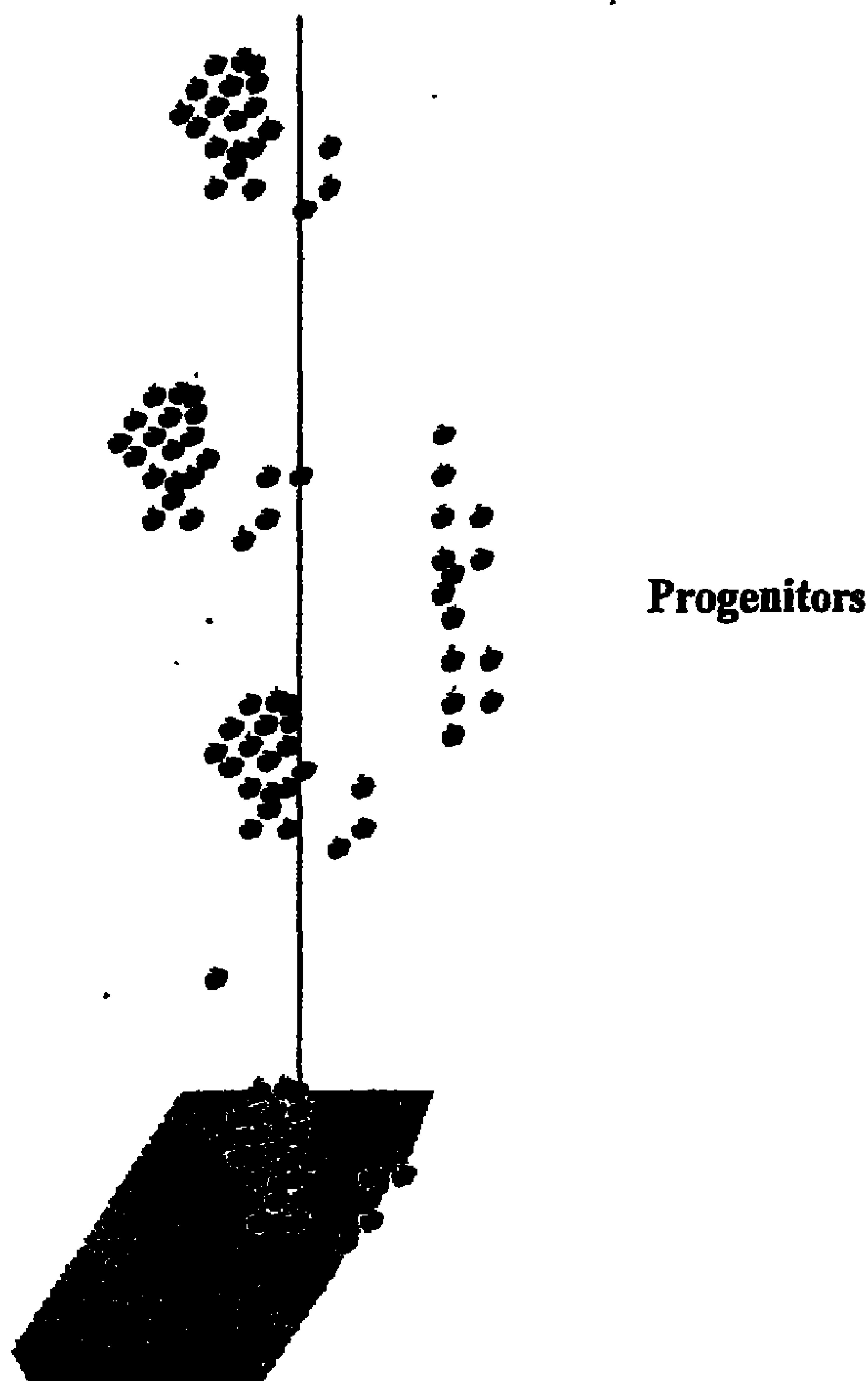
Moreno – Gonzalez , J and A.R . Hallauer . a982 . Combined S2 and crossbred family selection in full – sib reciprocal recurrent selection . Theor . Appl . Genet 61 : 353 – 358.

Empirical Results بعض النتائج التطبيقية

Method	No Studies	No. Cycles	Select intensity	Response			
				Cycle	Cycle	Year	Predicted +
MASS	16	11.1	6.3	1.8	82	82	129-192
MER	25	11.8	22.4	2.1	83	83	157-234
HS	12	6.8	16.7	1.8	69	50	91-135
FS	27	6.9	27.9	3.1	1.54	87	178-265
HS(SCA) Directs	15	5.2	10.7	3.2	180	82	125-186
Indirect	13	5.3	11.2	1.6	63	31	49-73
RRS Directs	14	6.7	14.6	4.6	270	116	197-292
Indirect	2.8	6.7	14.7	1.3	56	21	37-56
S1 Directs	13	5.6	16.0	7.4	182	93	154-229
Indirect	18	5.3	14.3	1.9	86	43	67-100
S^2 Direct	6	4.5	17.0	4.6	132	43	78-116
Indirect	6	4.8	17.0	2.0	78	26	49-72
Mean – Intra	80	9.2	20.2	2.3	105	79	149-221
Mean – Inter Direct	29	5.9	12.6	3.9	223	98	160-237
Indirect	41	6.3	13.6	1.4	59	24	41-61
Mean – Inbred Directs	19	5.3	16.3	6.5	166	77	130-193
Indirect	24	5.2	15.0	1.9	84	39	63-93

التحليل على المستوي الجزيئي الوراثي في الذرة الشامية لطريقة الانتخاب الدوري العكسي :

Labate et al (1998) conducted a molecular analysis of RRS in maize . The populations have been groressively separating apart after RRS:



Labate , J.A.,K.R.Lamkey , M. Lee , and W.L.Woodman 1998 . population genetics of increased hybrid performance between two maize populations under reciprocal recurrent selection . p . 127-137 In : The genetics and exploitation of heterosis in crop plants .

الفصل الرابع عشر
تأثير الانتخاب علي مكونات التباين الوراثي
Effect of selection on the components of genetic variance

١٤-١- مقدمة

يكون التقدم الراجع للانتخاب في العشائر تحت ظروف التلقيح العشوائي متوقفا علي كمية المكونات الوراثية الإضافية أو المضيفة Additive genetic variance components . كما تتأثر فعالية الانتخاب بكمية ومقدار هذه الكميات ويتأثر أيضا بمتوسطات هذه العشائر والتي تكون تحت ظروف الانتخاب ، ومن هنا كانت الحاجة ماسة لمعرفة أي من مكونات التباين الوراثي قد تتغير تحت ظروف إجراء الانتخاب لعدة دورات متتالية . وباستعراض البحوث السابقة لا نجد سوي بحثين قدمهما كل من Lush عام ١٩٤٣ وكذلك Kimura عام ١٩٥٨ ، حيث استعرضا حالة خاصة وهي التي تبحث في حالة وجود التأثيرات الإضافية الجينية مع عدم تواجد السيادة . وفي ضوء هذه الحالة كان لابد من وجود الافتراضات الهامة التالية :

١- توافر حالة الاتزان الارتباطي linkage equilibrium في العشيرة تحت الانتخاب .

٢- عدم تواجد حالة عدم الاتزان الارتباطي linkage disequilibrium والراجع للانتخاب.

٣- التغير في التكرار الجيني يكون صغيرا في كل دورة من دورات الانتخاب .

٤- أن يتم الانتخاب علي الأقل لمدة دورة واحدة وأن تكون العشيرة تحت ظروف التلقيح العشوائي Random mating.

أن توافر الفرض الأول سيكون متاحا في حالة ما إذا كانت العشيرة الأصلية تحت ظروف التلقيح العشوائي ولعدة أجيال متتالية ، ولكن إذا كان للانتخاب الطبيعي دورا ما فإن هناك احتمال لحدوث خلل يؤدي إلي عدم اتزان لحالتي الارتباط مما يؤدي إلي التأثيرات الجينية التفوقية وهذا ما أوضحه أيضا كل من Lewontin وكذلك Kojima عام ١٩٦٠، وهذه الحالة الأخيرة تتعارض علي الفروض السابقة . وهناك مشكلة أخري قد تتواجد وهي أن عدم الاتزان الارتباطي ربما يرجع إلي أسباب كثيرة أخرى منها الأسباب الحسابية mathematical handling وهذه الأسباب كلها إذا اجتمعت معا أصبحت المشكلة كبيرة ، وعلي أية حال فقد افترضنا في الشرط أو الفرض الثاني بغياب حالة عدم الاتزان والتي ترجع إلي الانتخاب نفسه

للتقليل من حجم هذه المشكلة ، وسوف نناقش هذه المشكلة خلال الصفحات التالية وعموما إذا كان الفرضين الثالث والرابع متوافرين ، فإن هذا سوف يؤدي إلي استقلالية الجينات وبالتالي انعدام الارتباط لأقصي درجة ممكنة .

١٤-٢- الحالة العامة عند إجراء الانتخاب General treatments

في العشيرة التي تكون تحت ظروف التلقيح العشوائي ، يكون الاتزان الارتباط والتباين الوراثي دالة لحالة ألجين gene action والتكرار الجيني gene frequency ويمكن التعبير عن هذا بهذه الصورة التالية :

$$S^2G = f(g , p)$$

وفي ظل الافتراضات السابقة سيكون مقدار التغير في التباين الوراثي نتيجة دوره انتخاب واحدة بهذه الصورة :

$$\Delta S^2G = {}^2\Delta P \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(i)}$$

وبناءا علي ما أوضحه Cockerhan عام ١٩٥٤ وكذلك Kempthorne عام ١٩٥٧ فأنه يمكن تقسيم التباين الوراثي الكلي إلي :

$$S^2G = S^2A + S^2D + S^2AA + S^2AD + S^2DD \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(ii)}$$

حيث أن S^2A , S^2D , S^2AA هي علي التوالي التباين الوراثي الإضافي والسيادي والإضافي × الإضافي (تعبر عن التأثير للتفوقي الإضافي) وعليه يكون مقدار التغيير في مثل هذه المكونات كما يلي :

$$\Delta S^2A = \sum_a \sum_i \frac{\partial S2A}{\partial pia} \Delta Pia \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(iia)}$$

$$\Delta S^2D = \sum_a \sum_i \frac{\partial S2A}{\partial pia} \Delta Pia \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(iib)}$$

$$\Delta S^2AA = \sum_a \sum_i \frac{\partial S2A}{\partial pia} \Delta Pia \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(iic)}$$

حيث أن (a) تعبر عن الموقع الوراثي ، (i) عن الأليل الوراثي نفسه في نظام من المواقع المتعددة multiple loci والأليلات المتعددة multiple alleles ، وفي حالة ما إذا كانت القيمة

$\frac{\partial S2A}{\partial pia}$ محددة أو معروفة فأن Δpica يمكن الحصول عليها بواسطة المعادلة التالية في ظل under truncation selection أي الانتخاب عند الإظراف.

$$\Delta \text{Pica} = \frac{Pia(1-pia)}{2} \; \frac{S}{S2} \; \frac{\partial y^{`}}{\partial pia} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(iii)}$$

حيث أن y\` , S , S^2 علي التوالي هي متوسط قيم التركيب المظهري والفارق الانتخابي وتباين الشكل المظهري . وقد قدم Wright عام ١٩٤٩ تكرارات الليلات للموقع (a) معبرا عنها بهذه المعادلة :

$$\text{Pia} = \text{rija} (1- \text{pia})$$

وهنا rija يمكن الحصول عليها من (pia / (1-pia وبعد ذلك يمكن استعمال المعادلة رقم (iii) ، (ii) لإيجاد مقدار التغير في مكونات التباين الوراثي لأي شكل من أشكال التأثيرات الجينية .

وسوف نستعرض في الصفحات التالية أربعة أنماط أو طرز من التأثيرات الجينية وهي الشائعة في الوراثية الكمية ، وهذه ستكون في حالة موقع وراثي واحد مع أثنين من الليلات أو موقعين مع أثنين من الليلات وسوف لا يختلف الحال كثيرا عند حالة أكثر من موقعين وراثيين وسوف نستعرض ذلك من خلال إجراء الانتخاب الإجمالي .

١٤-٣ - بعض الموديلات الوراثية الخاصة تحت ظروف الانتخاب

Some special genetic models under selection

١٤-٣-١ : حالة الفعل الوراثي الإضافي مع تواجد السيادة

Additive gene action with dominance

التأثير الوراثي الإضافي والسيادي في حالة زوج من الليلات يمكن التعبير عنها علي هيئة المعادلة التالية :

$$S^2A = 2pq [a + (1-2P) d]^2$$
$$S^2D = 4p^2q^2d^2$$

حيث أن a , d هي قيم التركيب الوراثي the genotypic values AA , Aa , aa علي التوالي.
والتغير في مكونات التباين الوراثي تحت ظروف دوره انتخابية واحدة سيكون علي النحو التالي :

$$\Delta S^2A = 4pq\,[a + (1\text{-}2P)d\,]^2\,(1\text{-}2p)\,a + (1\text{-}8pq)d]\ \frac{S}{2S^2}$$

$$= 2S^2A\,[\,(1\text{-}2P)\,a + (1\text{-}8pq)d\,]\ \frac{S}{2S^2}\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ (iva)$$

$$\Delta S^2D = 16p^2q^2\,(1\text{-}2p)\,[a + (1\text{-}2p)d\,]\,d^2\ \frac{S}{2S^2}$$

$$= 4S^2D\,(1\text{-}2p)\,[a + (1\text{-}2p)\,d\,]\ \frac{S}{2S^2}\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (\,ivb\,)$$

$$= 4S^2D\,(1\text{-}2P)\,[a + (1\text{-}2p)d\,]\ \frac{S}{2S^2}\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (ivb)$$

وحيث أن :-

$$\Delta p = 2pq\,[\,a + (1\text{-}2p)\,d\,]\ \frac{S}{2S^2}\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (v)$$

وعند تطبيق المعادلة (iva) , (ivb) فيمكن الحصول علي بعض القيم الخاصة بمكونات التباين الوراثي الإضافي S^2A ، والسيادي S^2D عند الدرجات المختلفة من درجات السيادة وذلك تحت مستويات متعددة من التكرار الجيني (p) . وهذه القيم موضحة في الجدول التالي (جدول ١٤-١).

جدول ١٤-١ معدل التغير في قيم التباين الوراثي عند إجراء دوره انتخابية واحده في حالة التأثير الوراثي الإضافي مع تواجد السيادة :

	P	0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1
S^2A	d = 0	0.00	0.29	0.38	0.34	0.19	0.00	-0.19	-0.34	-0.38	-0.29	0.00
	d = a	0.00	1.52	0.51	-0.46	-0.98	-1.00	-0.69	-0.33	-0.09	-0.01	0.00
	d = 2a	0.00	3.32	0.14	-2.65	-3.09	-2.00	-0.69	-0.06	**	---	---
S^2D	d = a	0.00	0.09	0.20	0.20	0.12	0.00	-0.08	-0.08	-0.05	-0.01	0.00
	d = 2a	0.00	0.14	0.27	0.26	0.14	0.00	-0.06	-0.03	---	---	---

* كل القيم تضرب في $\frac{Sa^3}{2S^2}$

** العشيرة تحت الانتخاب تصل إلي الاتزان الثابت stable equilibrium عند 0.75 . ومن المتوقع أنه في حالة انعدام السيادة no dominance أن تكون الكمية $\frac{\partial S^2 A}{\partial p}$ صغيرة عندما تكون ΔP كبيرة و العكس بالعكس، وبناءا علي ذلك فإن ΔS^2A ستحوز علي نفس القيمة بالنسبة لـ(a) في المدى من (0.1 – 0.4) ومن (0.6 – 0.9) ، كذلك فإن ΔP تكون صغيرة عندما تصبح (p) = صفر أو واحد صحيح ، ونفس النمط يكون في حالة المستويات الأخرى من السيادة ، أيضا بالنسبة للتباين الوراثي السيادي S^2D فأن مدي P لا يأخذ مدي واسع كما في هو عليه الحالة في حالة انعدام السيادة السابقة. وإذا كانت هناك حالة سيادة فائقة فإن Δ P تصبح مساوية للصفر عندما $\frac{(a+d)}{2d} \doteq$ P وعندئذ تكون $S^2A = o$ وتصبح S^2D ثابتة طالما وأن العشيرة ستبقي تحت ظروف الانتخاب .

١٤ -٣-٢ حالة فعل الجين التفوقي Complementary gene action

يمكن كتابة هذه الحالة من التفوق بهذه الصورة :

	BB	Bb	bb
AA	Ic	Ic	0
Aa	Ic	Ic	0
Aa	0	0	0

وتصبح مكونات التباين الوراثي كما يلي :

$S^2A1 = 2p_1\, q_1^3\, p_2^{\;2}(1+q2)^2\, Ic^2$

$S^2A2 = 2\, p_2\, q_2^3\, p_1^{\;2}(1+q_1)^2\, Ic^2,$

$S^2D1 = 2p_1^2\, q_1\, p_1^{\;2}(1+q_2)^2\, Ic^2,$ .... (Vi)

$S^2D2 = p2^2\, q2^2\, p^21(1+q1)^2\, Ic^2,$

$S^2AA = 4p_1^2\, q_1^3\, p_2 q_2^3\, Ic^2,$

$S^2AD = 2p_1q_1^3\, p_2^2\, q_2^2\, Ic^2,$

$S^2DA = 2\, p^2{}_1\, q_2^2\, p_2\, q^3{}_2\, Ic^2,$

$S^2DD = P1^2\, q^21\, p_2^2\, q_2^2\, Ic$

حيث أن الرقمين ١ ، ٢ تدلان علي الموقع الوراثي A , B علي التوالي وأن التغير في مكونات التباين الوراثي ستصبح :

$$\Delta S^2Ai = \frac{\partial S^2A1}{\partial P1}\Delta P1 + \frac{\partial S^2A1}{\partial P2}\Delta P2$$

$$= 2q1^2\ p_2\ (1+q_2)\ [(1-4q_1)p_2\ (1+q_2)\ \Delta p_1 + 4p_1q_1q_2\Delta p_2]\ Ic^2$$

$$\Delta\ S^2D1 = 2p_1q_1p_2\ (1+q_2)\ [(1-2p_1)p_2\ (1+q_2)\ \Delta p_1+2p_1q_1q_2\ \Delta p_2]\ Ic^2$$

$$\Delta S^2AA = 4q_1^2\ q2^2\ [\ (1-4p_1)p_2q_2\ \Delta p_1 + p_1q_1\ (1-4p_2)\ \Delta p_1]\ Ic^2$$

$$\Delta\ SAD = 2q_1\ p_2\ q_2\ [(1-4p_1)\ p_2\ q_2\ \Delta p_1 + 2p_1q_1\ (1-2p_2)\ \Delta p_2\ ]\ Ic^2$$

$$\Delta\ S^2DD = 2p_1\ q_1\ p_2\ q_2\ [\ (1-2p_1)\ p_2\ q_2\ \Delta p_1 + p_1\ q_1\ (1-2P_2)\ \Delta\ p_2\ ]\ Ic\ ......(vii)$$

حيث أن التغير في التكرارات الجينية سيكون كما يلي :-

$$\Delta p_1 = 2p_1q_1^2\ p_2\ (1+q_2)\ Ic\ \frac{S}{2S2}$$

وأن : -

$$\Delta p_2 = 2p_2\ q_1\ p_1\ (1+q_1)\ Ic\ \frac{S}{2S2}\ ....\ (viii)$$

ونلاحظ أن المعادلات الخاصة بـ ΔS^2A2 , ΔS^2D2 , $\Delta\ S^2DA$ يمكن تطبيقها علي الحالات ΔS^2A1 ، ΔS^2A1 ، ΔS^2AD علي التوالي والذي ستغير هو الرقم السفلي فقط (١،٢) وسيكون لها نفس الحسابات التي أوردناها في الجدول السابق وباستخدام نفس المعادلات مع بعض التغاضي بسبب limitation space أى اتساع الحد أو الحدود.

١٤-٣-٣ : حالة فعل التضاعف الجيني Duplicate gene action

وتكون قيم التراكيب الوراثية في هذه الحالة علي النحو التالي :

	BB	Bb	bb
AA	Id	Id	Id
Aa	Id	Id	Id
aa	Id	Id	0

ومكونات التباين الإضافي والسيادي الوراثيين تكون :

$S^2A_1 = 2p_1\ q_1{}^3\ q_2{}^4\ Id^2$

$S^2D_1 = p_1{}^2 q_1{}^2 q_2 4\ Id^2$ .... (ix)

والتباين ألتفوقي سيكون كما في حالة **Complementary gene action**

مع إبدال (Id^2) بدلا من (Ic^2) وعلي هذا فان :-

$\Delta S^2A_1 = 2q1^2\ q2^3\ [\ (1\text{-}4p1)\ q2\ \Delta p1 - 4p1q1\ \Delta p2\ ]\ Id^2$

$\Delta S^2D_1 = 2p_1\ q_1\ q_2{}^3\ [\ (1\text{-}2p_1)\ q_2\ \Delta p_1 - 2p_1q_1\ \Delta p_2]\ Id^2$ ....(x)

وسيكون مقدار التغير في التكرارات الجينية كما يلي :-

$\Delta\ p_1 = 2p_1\ q_1{}^2\ q_2\ Id\frac{S}{2S2}$

$\Delta\ p_2 = 2p_2\ q_2{}^2\ q_1{}^2\ Id\frac{S}{2S2}$ .... (x)

١٤-٣-٤ حالة فعل ألجين المثالية : **Optimum model gene action**

متوسط القيمة للموديل المثالي والذي نحن بصدده الآن وضعت من قبل Wright عام ١٩٣٥ وأوضحها فيما بعد Kojima عام ١٩٥٩ علي النحو التالي :

$Y` = -[\ (S - Ø)^2 + v\ ]$

حيث أن S ,y هي القيم الثانوية والأولية للصفات علي التوالي ، Ø هي القيمة المثلي ، v هي مجموع التباين الوراثي الكلي للصفة الأولية وعلي هذا فإن :

$S` = \sum_{i=1}^{n} pi$

$Pi = pi^2\ ai + 2pi\ qi\ di - qi^2\ ai$

$V = \sum_{i=1}^{n}\ [pi^2\ ai^2 + 2pi\ qi\ di2 + qi2\ ai^2 - p^2i\ ]$

ومكونات التباين الوراثي يمكن الحصول عليها باستخدام طريقة Kojima كما يلي :-

$S^2A = 2\sum pi\ qi\ [\ (di^2 - ai^2\ )(1\text{-}^2pi) + 2[ai + (1\text{-}2pi)\ di\ ]\ (S`\text{-}pi\text{-}\ \alpha\ ]^2$

$S^2D = \sum pi^2\ qi^2\ [2(di^2 - ai^2\ ) + 4di\ (S`-pi - \alpha\ )]^2$

$S^2AA = 16\sum pi\ qi\ pj\ qj\ [\ ai + (1-pi\ )di\ ]^2[aj + (1-2pj)\ dj\ ]^2$ .... (xii)

$S^2AD = 32\ \sum pi\ qi\ pj^2\ qj^2\ [\ ai + di\ (1-2pi)\ ]^2\ dj^2$

$S^2DD = 64\ \sum pi^2\ qi^2\ pj^2\ gj^2\ di^2\ dj^2$

ولن يكون هناك تباين تفوقي أكثر أو أعلي من التفاعل الثنائي في حالة الموديل المثالي بالنسبة لعدد المواقع الوراثية المشتركة طالما وأن المقياس المبدئي أو الأولي primary scale محكوما بحالة تأثير الجين الإضافي مع السيادة ونلاحظ أيضا أن التباين التفوقي سيكون مستقلا عن القيمة المثلي optimum إلا وهي Ø بشكل عام .

وهناك عدة صعوبات في تحديد تقديرات الموديل المثالي ، فمستويات السيادة المختلفة في الصفة الأولية سوف ينتج عنها أنماط أو طرز مختلفة ستؤثر علي التباين الوراثي للصفة الثانوية ، عدد الجينات والقيمة المثلي تكونا أيضا كعاملين مهمين لتغير التباين الوراثي . وسوف نأخذ هنا في الاعتبار فقط حالة تواجد أليلين two genes في حالة انعدام السيادة في حالة الصفة الأولية ، أي أن a = a2 = a1 = Ø وعلي ذلك فأن مكونات التباين الوراثي ستصبح كما يلي :- .

$S^2AI = 2p_i\ q_i\ [4q_2 + (1-2P_I)\ ]2\ a4$,

$S^2D_I = 4q_1^2\ q_1^2\ a^4$,

$S^2AA = 16\ p_1\ q_1\ p_2\ q_2\ a^4$ .... (x iii)

وأن $S^2DD = S^2DA$ = صفر

هذه المكونات هي نفسها التي قدمها Wright عام ١٩٣٥ وبالرغم أنه لم يقسم أو يجزئ التباين ألتفوقي إلي S^2DD , S^2AD , S^2AA ، فيكون التغير في مكونات التباين الوراثي بهذه الصورة

$\Delta S^2AI = 2\ [\ 4q_2 + (1-2p_1\ )]\ [\ \{4(1-2p_1\ ).q_2 + (1-Sp_1\ q_1\ )$

$\Delta P_1 - 8\ p_1\ q_1\Delta p_2\ ]\ a^2$

$\Delta S^2DI = 8\ P_1\ q_1\ (\ 1-2p_1\ )\ a^4\Delta P_1$

$\Delta S^2AA = 16\ [\ (1-2p1\ )\ \ P2\ q2\ \Delta P1 + P1q1\ (\ 1-2P2\ )\ \Delta p^2]a^4$ .... (xiv)

حيث أن :

$$\Delta p1 = 2p1\ q1\ [\ 4p2+(1-2p1)a^2 \frac{S}{2S^2}$$

$$\Delta P2 = 2p2\ q2\ [4q1 + (1-2p2)\ a^2\ \frac{S}{2S^2} \ldots\ldots\ldots. (xv)$$

١٤ - ٤ -حسابات عددية عند تكرار الانتخاب

Numerical calculations for repeated selection

مما لا شك فيه أنه يمكن وعن طريق المعادلات الخاصة ، يمكن معرفة التغير الحادث في التباين الوراثي تحت دورات انتخابية متعددة وذلك بتحديد حالات التكرار الجيني وتأثيرات ألجين نفسهٔ وكذلك شدة الانتخاب . أن التكرار الجيني في العشائر المفتوحة التلقيح يكون من النادر معرفته علي وجه التحديد ولكن في العشائر الناتجة من الهجن ما بين سلالتين نقيتين تكون قيمة التكرار الجيني مساوية (0.5) وذلك مع الافتراض بأن هناك انعزال عند كل المواقع الوراثية . وعندما نفرض أن التكرار الجيني (0.5) لكل الموديلات الوراثية السابقة ، يكون تقييم أو تقدير التأثيرات الجينية gene effects في غاية الصعوبة . علي أنه يمكن تقدير متوسط تأثير ألجين نفسه average gene effect كوحدات قياسية كما هو الحال في حالة التأثير الإضافي للجين additive gene action وذلك إذا ما عرفت درجة التوريث وعدد الجينات . ويمكن القول بأن متوسط تأثير ألجين كوحدات قياسية تساوي نصف التأثير المناسب والخاص بالباحث Falconer أي أنه:

Is one half of falconar's proportionate effect

ولقد قدره هذا الباحث لعدد من الصفات في حشرة الدروسوفيلا كصفة الشعيرات البطنية ووزن الجسم في بعض الفئران بمقدار (0.2) لكل هذه الحالات مع وضع بعض الفروض أو الشروط المحددة والخاصة . وفي الحالة التي نحن بصددها الآن سوف نفترض أن متوسط تأثير ألجين كوحدات قياسية= (a /S) أو لحالة التأثير الإضافي وذلك لعدة صفات، علي الرغم من أن هذه القيمة ستكون مرتفعة بالنسبة لصفة المحصول للنبات. وإذا كانت S هي الانحراف القياسي للشكل المظهري The phenotypic standard deviation ، فإن a/S ستعبر عن مقدار التغير المتوقع حدوثه لكل دوره انتخابية . وإذا كانت الصفة تحت الانتخاب يتحكم فيها عدد كبير من الجينات وإن درجة توارثها منخفضة فإن التغير في a/S يتوقع أن يكون صغير للغاية (لاحظ أن S ليست كمتغير مستقل عن S^2) وبناءا علي ذلك نحن نفترض أن a/S هي ثابت لكل الأجيال كما يلي علي حسب كل حالة .

Complementary Ic /S = 0.1

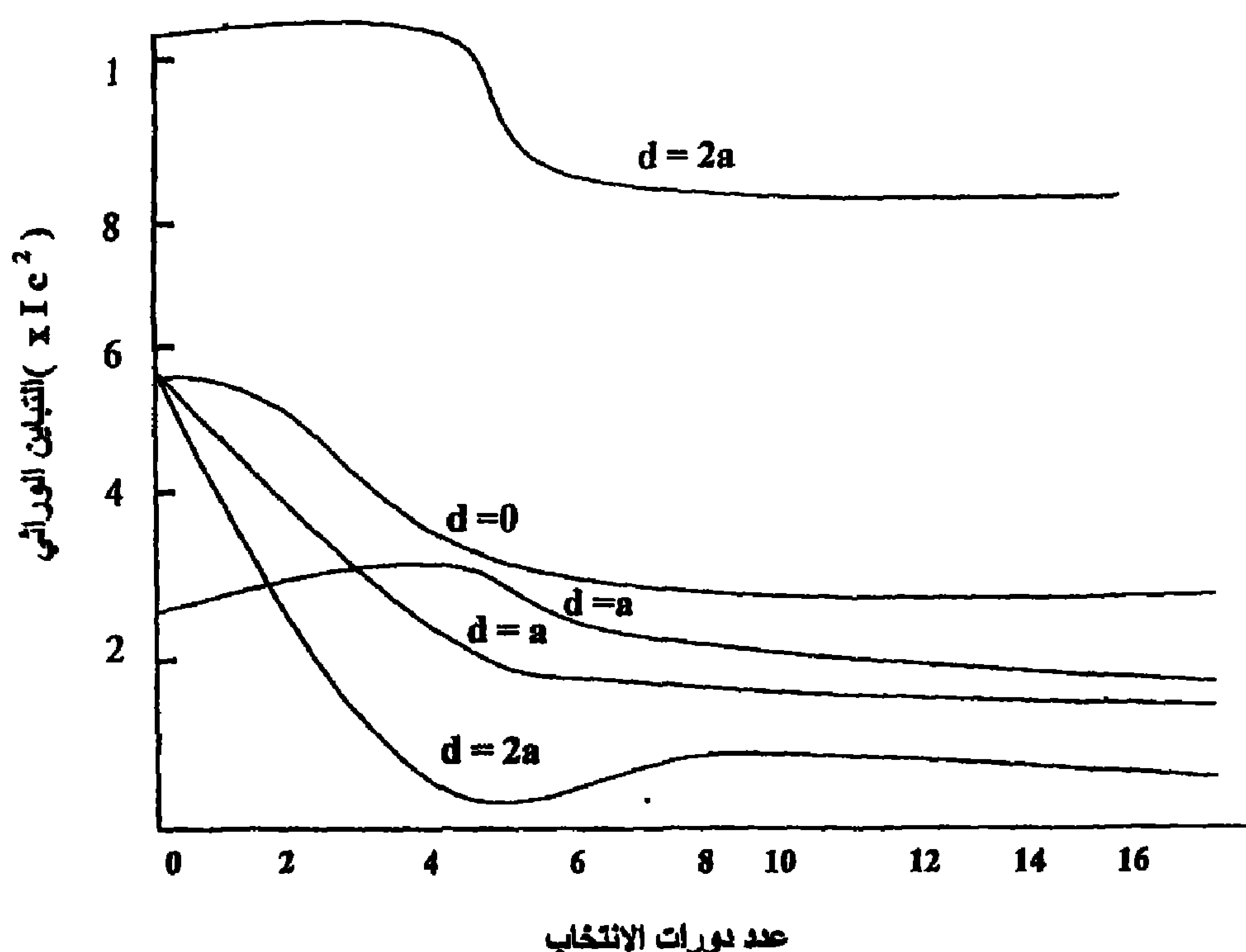
Duplicate Id /S = 0.1
Optimum model a^2 / a = 0.01

أما بالنسبة لشدة الانتخاب سوف نفترض أنه سيكون ٥% $(\frac{1}{20})$ وهذا يعني أن الفارق الانتخابي Selection differential معبرا عنه كوحدات قياسية in standard unit (S/s) سوف يكون ٢٠٠٦ وذلك للعينة الكبيرة وفي حالتنا هذه ستكون قيمة معاملنا S/2s هو ١٠٠٣ أي ١ للتقريب .

والنتائج المتحصل عليها من خلال هذه الدراسة وتحت الافتراضات السابقة يمكن توضيحها من خلال الرسومات البيانية حسب كل حالة وكما يلي :-

١- في حالة التأثير الإضافي للجين (شكل ١٤-١)

أ- يعتمد مقدار التغير في التباين الوراثي علي درجات السيادة .
ب- معدل التغير في التباين الوراثي يقل بشدة وحتي الجيل الثامن وذلك في حالة انعدام السيادة .
ت- معدل التغير في S^2Ai في الأجيال المبكرة يصبح كبيرا وعندما تزداد درجة السيادة .
ث- أما التباين الوراثي السيادي ، فمعدل التغير فيه يكون معتدلا وثابت تقريبا من جيل لآخر وعلي حسب درجة السيادة نفسها .



شكل ١٤-١ : تغير مكونات التباين الوراثي في حالة التأثير الوراثي الإضافي وشدة الانتخاب ٥% .

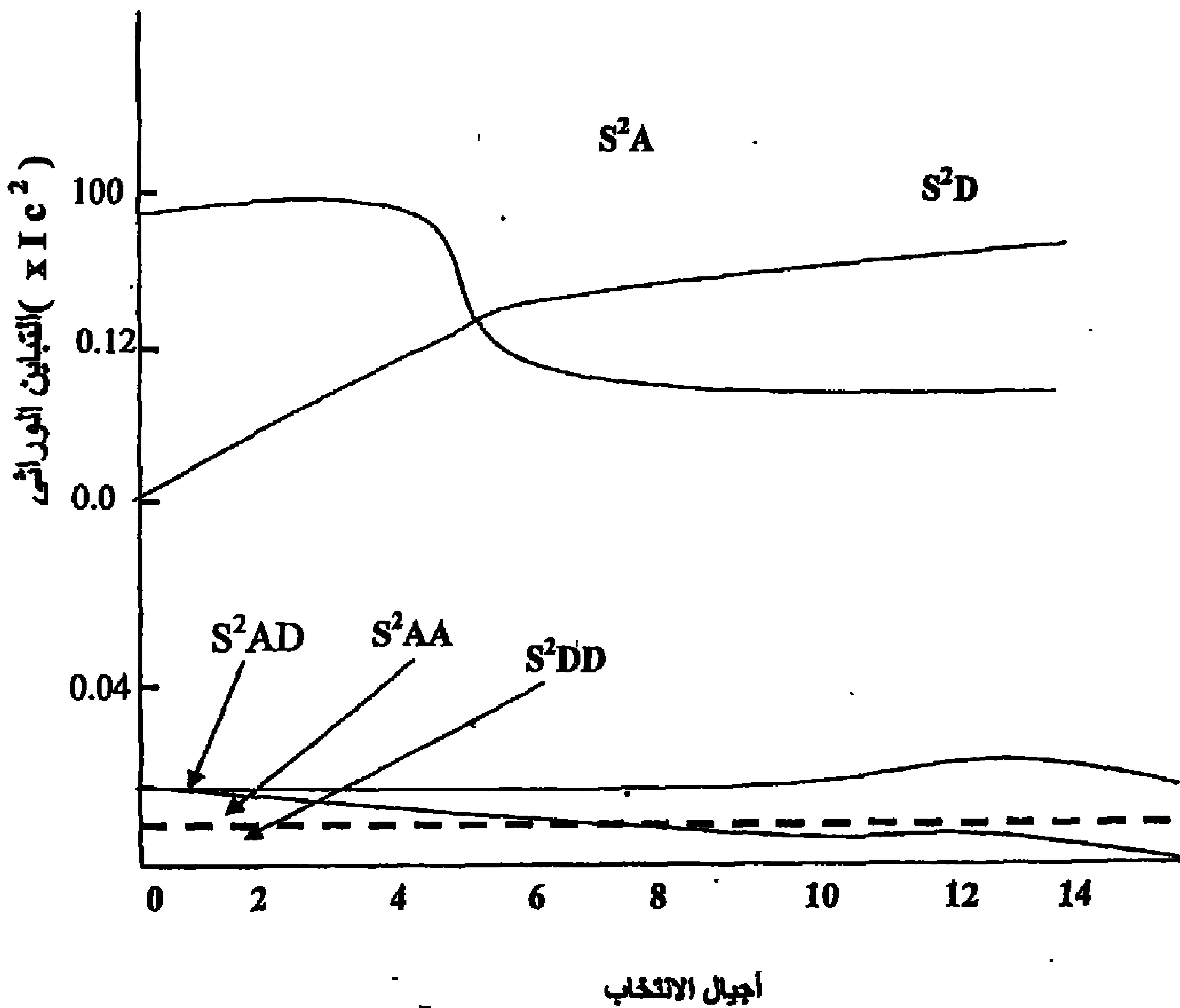
٢- في حالة التفوق Complementary gene action (شكل ١٤-٢)

أ- تكون S^2A أكبر مكونات التباين الوراثي وضعف مكون التباين الوراثي السيادي عندما تكون $p_1 = q_2 = 0.5$

ب- معدل التغير في هذه المكونات يكون أيضا كبيرا وخاصة بعد عشرة أجيال من الانتخاب .

ت- تزداد قيمة S^2D في الأجيال السبعة الأولي وتبدأ بعدها تقل ببطيء.

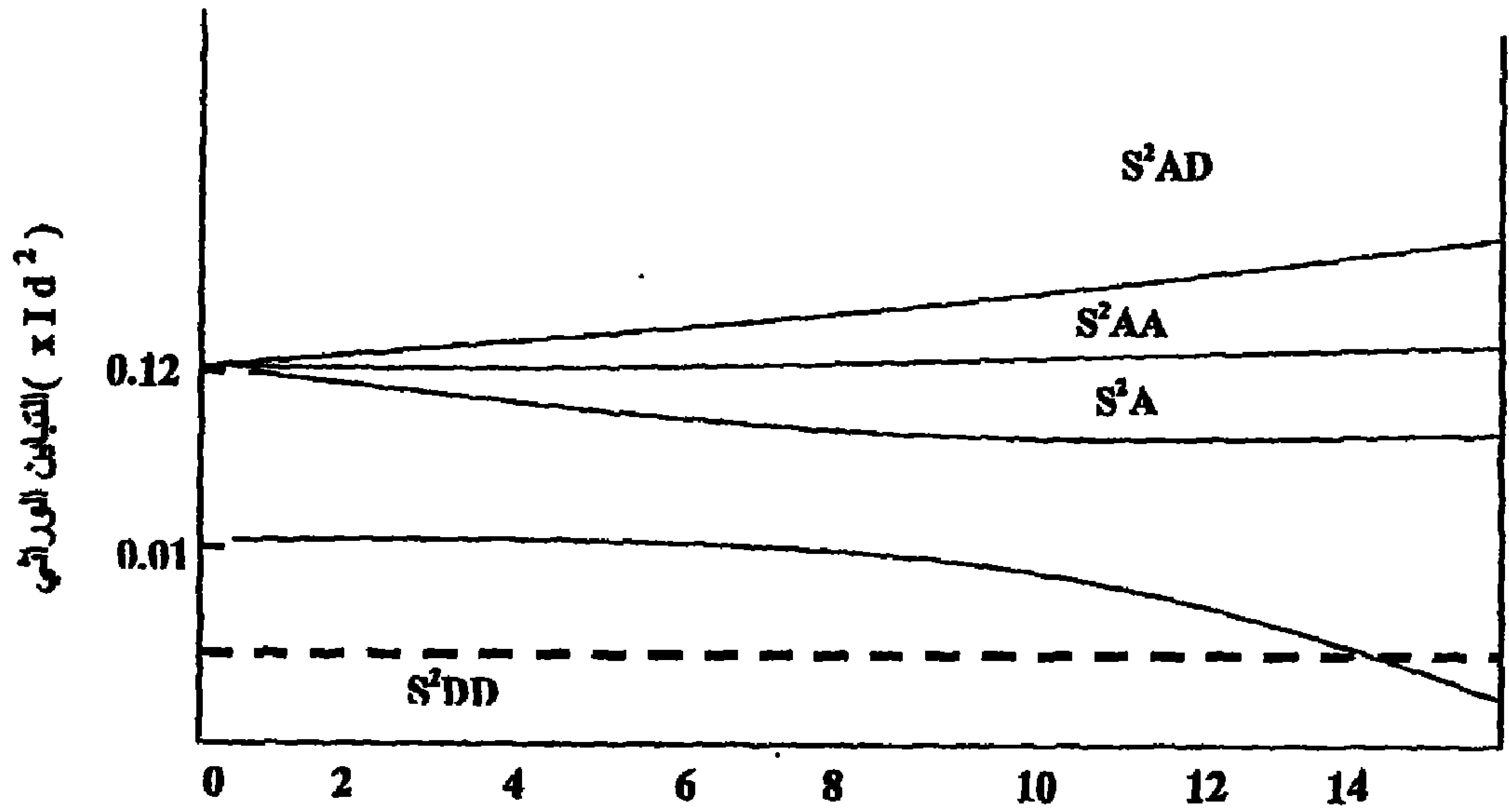
ث- تقل مكونات التفوق مع الانتخاب وهي في حد ذاتها قيم منخفضة أو أقل من مكونات S^2A، S^2D علي مستوي جميع الأجيال الانتخابية.



شكل (١٤-٢) تغير مكونات التباين الوراثي (شدة انتخاب ٥%) مع حالة التفوق

٣- في حالة التضاعف الجيني Duplicate gene action (شكل ١٤ – ٣)

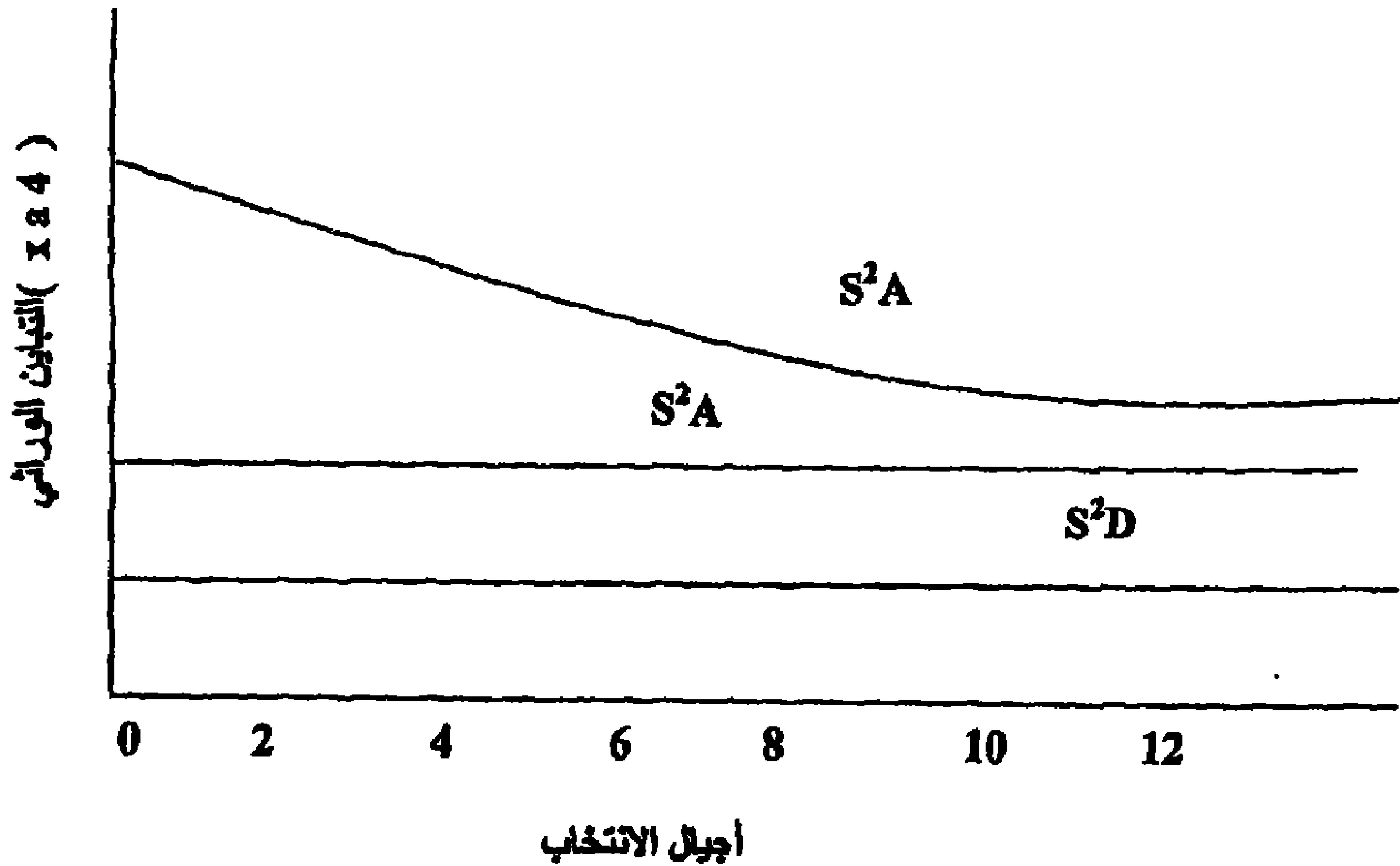
أ- يقل التباين الوراثي الإضافي S^2A مع تقدم أجيال الانتخاب ثم تأتي S^2AA في الانخفاض أما S^2DD تظل ثابتة وعلي مدي ٢٠ جيل من الانتخاب .



شكل (١٤-٣) تغير مكونات التباين الوراثي (شدة انتخاب ٥%) مع الحالة المتضاعفة

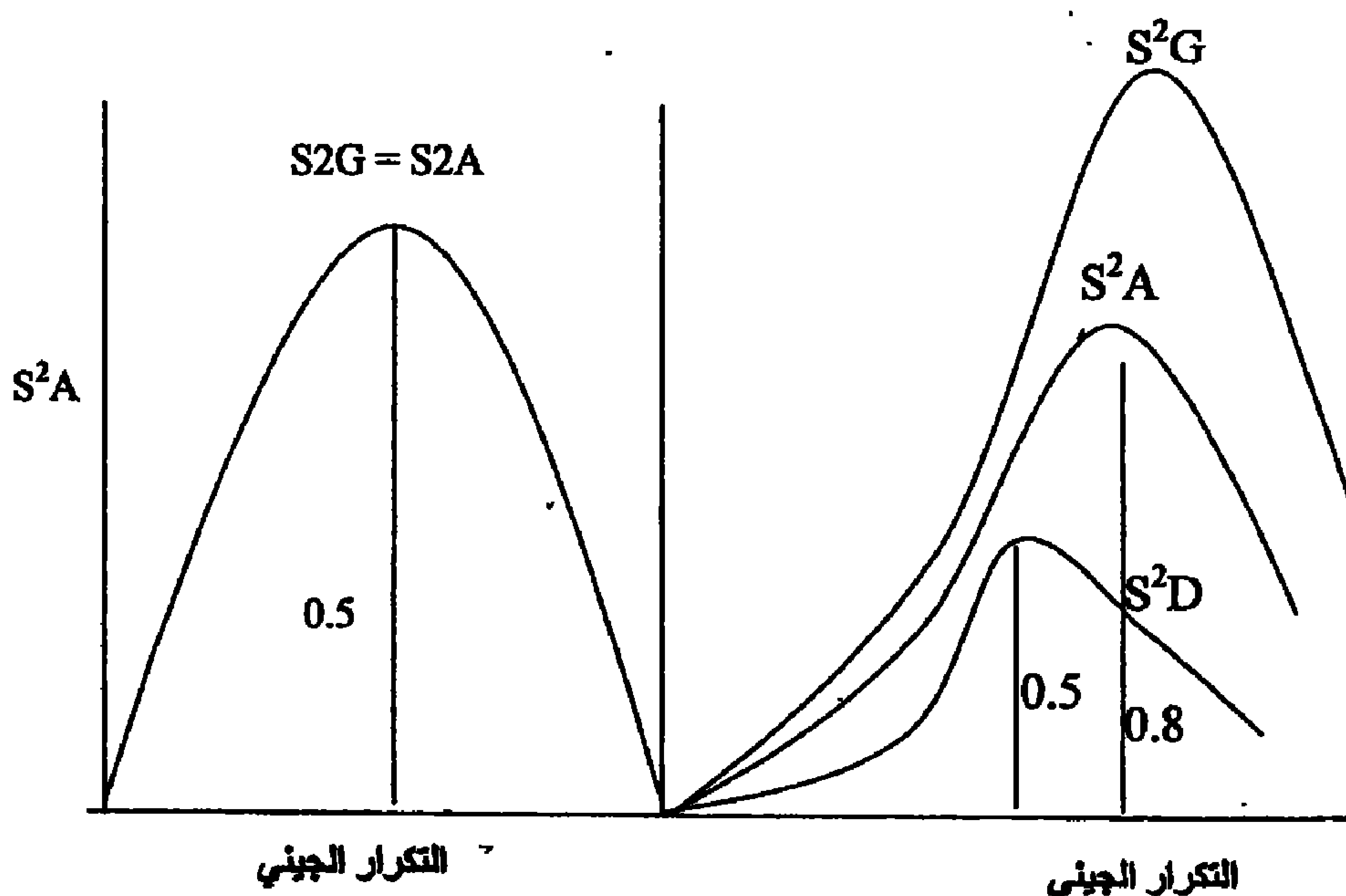
٤- حالة الموديل المثالي Optimum model (شكل ١٤-٤)

تقل S^2A مع تقدم أجيال الانتخاب ولكن S^2AA ، S^2D يحدث لهما تغير طفيف جدا .



شكل ١٤ -٤ تغير مكونات التباين الوراثي عند شدة انتخاب ٥% في حالة الموديل المثالي

وعموما ، ومن الأشكال السابقة يمكن القول بأن أكثر المكونات الوراثية تأثرا بالنقصان مع أجيال الانتخاب هو المكون الإضافي S^2A عن أي من المكونات الأخرى . وكان أقلها تأثرا بالانتخاب هو المكون S^2DD . أيضا المكونات التي تشتمل علي التأثيرات الإضافية تكون أكثر تأثرا عن تلك المشترك فيها التأثيرات السيادية . وهذه الحقيقة تكون عندما يكون التكرار الجيني مساويا لـ 0.5 ولكن إذا كان التكرار الجيني أقل من0.5 فيكون من الصعب أن تزداد كل هذه المكونات في الأجيال المبكرة للانتخاب ، وفي حالة ما إذا كان التكرار الجيني 0.2 وفي حالة الموديل الإضافي ومع انعدام السيادة فأن S^2A في البداية تكون ذو زيادة خطية وحتي يقترب التكرار الجيني من 0.4 ومع زيادته إلي أكثر 0.5 يبدأ الشكل في النقصان لأسفل. وفي حالة complete dominance أو السيادة التامة. تزداد S^2A بزيادة التكرار الجيني وحتي يصل إلي 0.25 وبعدها يحدث نقصان والقيمة العليا لـ S^2A تكون عندما تكون d=2a وهذه تكون في حالة P = 0.204، 0.922 أما بخصوص S^2D تكون في حالتها القصوى عندما P = 0.5 عند أي درجات من السيادة. ويمكن توضيح الحالتين السابقين في الرسم التالي (شكل ١٤-٥)



شكل ١٤-١٥ – المكونات الوراثية في حالتي الموديل الإضافي وحالة السيادة الكاملة.

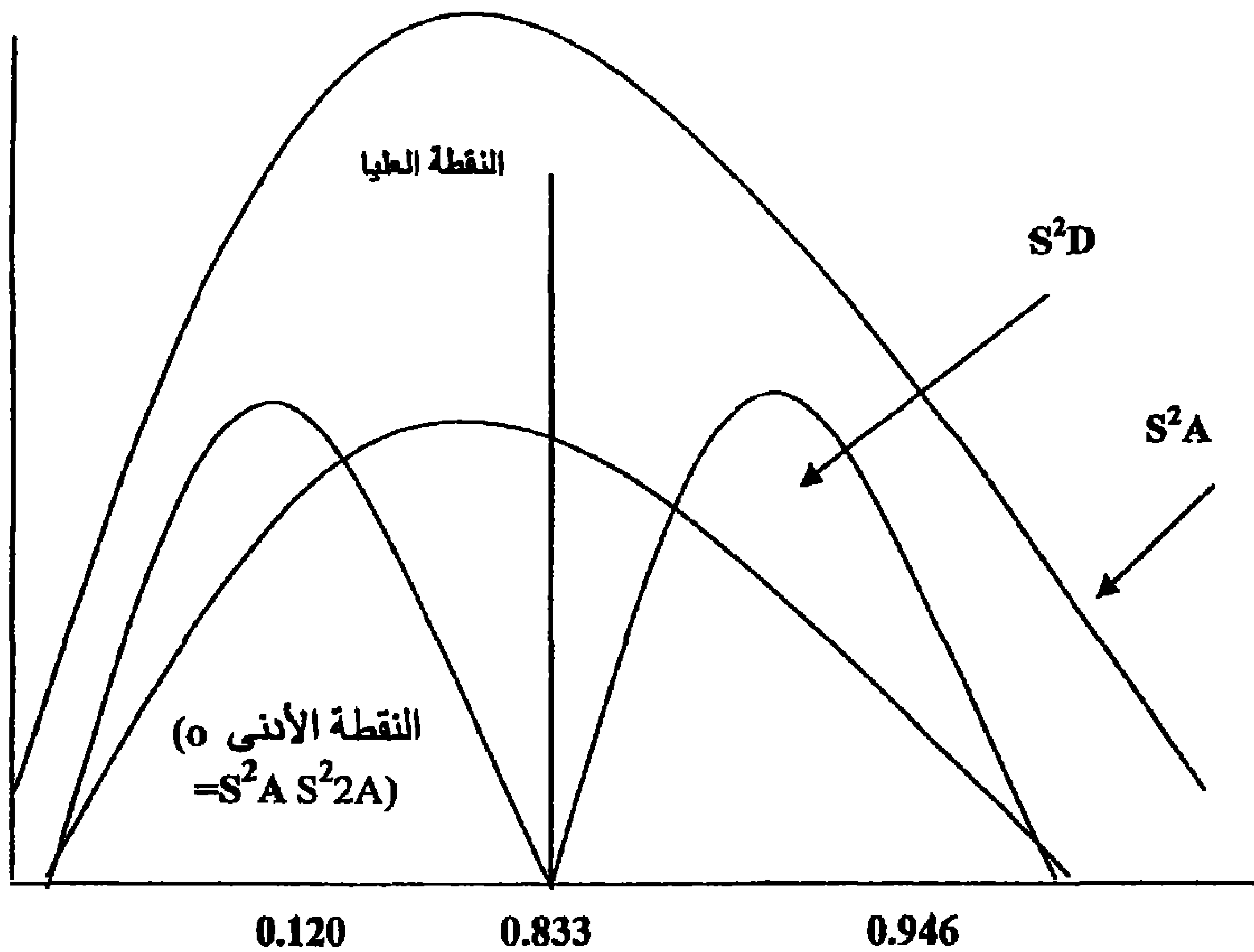
أما في حالة Complementary gene action أو حالة التفوق ($P_1 = P_2$) فإن التباين الوراثي المضيف (S^2A) تزداد وحتى تصل قيمة التكرار الجيني P إلى447 .0 والقيم العليا أو القصوى

الخاصة بـ S^2D , S^2AA , S^2AD , S^2DD تكون عندما تصل P إلي 0.610 ، 0.250 ، 0.375 ، 0.500 وعلي التوالي ، وفي حالة ($p_2 \neq p_1$) فالتكرارات الجينية للمكونات الوراثية ستبدأ في النقصان علي حسب المعادلة (V ii) السابقة ويمكن أن تزول إلي الصفر ويتوقف هذا علي حسب P_2 , P_1 وفي هذه الحالة نلاحظ أن Δpi دائما تكون متناسبة مع تأثيرات الجين الإضافية Ai.

أما في حالة فعل الجين المتضاعف Duplicate gene action ($p_2 = p_1$) فإن S^2A , S^2D تزداد وحتي تقترب (p) من 0.125 ، 0.250 على التوالي . وتأخذ مكونات التباين التفوقي نفس الشكل الخاص بحالة complementary gene action علي الرغم من أن ΔPi عموما تكون صغيرة في هذه الحالة .

أما في حالة الموديل المثالي Optimum تكون القيم القصوى أو العليا لـ S^2A عند p = 0.120 ، 0.947 والنقطة الأدنى The minimum Point تكون عندما تصبح P = 0.833 وعندما تصبح S^2A صفر وعندما تكون p = 0.833 يكون هناك نقطة اتزان Equilibrium ولكن هذا الاتزان لا يكون ثابتا باستمرار وهذا ما أوضحه Kojima عام ١٩٥٩.

القيم القصوى أو العليا والخاصة بـ S^2DD , S^2AA تكون عندما تبلغ p = 0.5 ويمكن توضيح هذه الحالة كما في الرسم التالي (شكل ١٤-٦)



شكل ١٤-٦ – المكونات الوراثية في حالة الموديل المثالي Optimum Model

١٤ ـ ٥ ـ نتائج بعض الدراسات علي فعلية الانتخاب المتكرر البسيط S1 recurrent selection في بعض عشائر الذرة المصرية لبيان مدى تأثر المكونات الوراثية بالانتخاب:

نوار وآخرين في 2010 استخدم D 1 mating design لتقدير مكونات التباين الوراثي والكفاءة الوراثية ودرجة السيادة في ثلاثة دورات انتخاب متتالية (C0 ,C1 and C2) في عشيرة ذرة شامية Local HO population (Pop A) وذلك في صفات الزيت والمحصول ومكوناته. وقيمت النواتج والتركيب الوراثية الخاصة بهذا التصميم في منطقتي الجميزة وسدس (ج.م.ع). وتوضح الجداول التالية نتائج هذه الدراسة . ويمكن تلخيصها في النقاط التالية :

١ ـ كان هناك تناقص واضح في قيمة المكون الوراثي المضيف Additive varianceآ وأيضا قيم الكفاءة الوراثية بالمعنى الضيق narrow sense بتقدم دورات الانتخاب وذلك لجميع الصفات تحت الدراسة.

٢ ـ ارتفعت قيم المكون السيادي Dominance variance وقيم الكفاءة الوراثية في جميع الصفات المدروسة. وبناءا علية ، كانت معظم قيم درجات السيادة في مدى السيادة الفائقة Over dominance في معظم الصفات فيما حالات قليلة وذلك بتقدم دورات الانتخاب .

أن نتائج هذه الدراسة تتوافق تماما مع الأساس النظري السابق عرضة

جدول ١٤ ـ ٢ المكونات الوراثية المختلفة لصفات الزيت في دورات الانتخاب الثلاثة في منطقتي الزراعة للعشيرة Local HO population (Pop A).

Characters		Gemmeiza			Sids		
		$\delta^2 A$	$\delta^2 D$	$\delta^2 D/\delta^2 A$	$\delta^2 A$	$\delta^2 D$	$\delta^2 D/\delta^2 A$
Oil yield (kg/ha.)	C_0	11640.8*	33987.9**	2.92	15613.6*	24684.9**	1.58
	C_1	9842.3*	61397.3**	6.24	13980.0*	45195.6**	3.23
	C_2	7243.1*	68628.4**	9.47	11126.0*	57836.0**	5.20
Oil %	C_0	2.58**	0.45*	0.17	2.44**	0.15*	0.06
	C_1	2.23**	0.83*	0.37	2.22**	0.35*	0.16
	C_2	2.14**	1.0*	0.48	2.15**	0.73*	0.34

*,** significant at 0.05 and 0.01, respectively.

جدول ١٤ – ٣ قيم الكفاءة الوراثية(h^2) % المختلفة لصفات الزيت في دورات الانتخاب الثلاثة فى منطقتي الزراعة للعشيرة Local HO population (Pop A).

Characters		Gemmeiza		Sids	
		broad	narrow	broad	narrow
Oil yield (kg/ha.)	C_0	99.64	25.42	98.88	38.31
	C_1	99.71	13.78	99.29	23.46
	C_2	99.77	9.52	99.50	16.05
Oil %	C_0	82.40	70.19	97.41	91.93
	C_1	98.11	71.57	97.18	83.90
	C_2	99.26	66.91	98.38	73.33

جدول ١٤ – ٤ المكونات الوراثية المختلفة لصفات المحصول ومكوناته في دورات الانتخاب الثلاثة في منطقتي الزراعة للعشيرة Local HO population (Pop A).

Characters		Gemmeiza.			Sids		
		δ^2A	δ^2D	δ^2D/δ^2A	δ^2A	δ^2D	δ^2D/δ^2A
Grain yield / plant	C_0	403.2*	2243.1**	5.6	524.5*	2005.7**	3.82
	C_1	208.6*	2437.4**	11.7	466.6*	2275.1**	4.88
	C_2	182.2*	2872.4**	15.8	400.1*	2708.8**	6.77
Ear length (cm)	C_0	3.31*	2.10*	0.66	2.63*	1.73*	0.81
	C_1	1.31*	2.50*	1.54	2.49*	2.75*	1.10
	C_2	0.91*	2.94*	3.22	2.22*	2.76*	1.34
Ear diameter (cm)	C_0	0.06	0.13*	2.12	0.07	0.04*	0.59
	C_1	0.09	0.19*	2.07	0.03	0.06*	1.74
	C_2	0.09	0.16*	1.99	0.06	0.07*	1.16
No. of rows/ ear	C_0	0.20	0.80*	4.09	1.90	0.85*	0.45
	C_1	-0.14	3.01*	0.00	-0.06	3.0*	0.00
	C_2	0.31	0.69*	2.20	1.58	3.57*	2.26
No. of kernels /row	C_0	27.5*	17.6**	0.63	6.4*	3.6**	0.57
	C_1	19.4*	38.0**	1.79	7.3*	9.3**	1.17
	C_2	18.5*	43.9**	2.76	5.1*	13.2**	2.63
100- kernel weight	C_0	17.3*	41.9	3.19	6.17*	12.1*	1.96
	C_1	13.7*	41.2	4.01	3.72*	15.5*	3.39
	C_2	8.6*	47.6	5.88	3.17*	16.0*	3.11
Plant height (cm)	C_0	207.7	241.9	1.16	94.8*	312.7*	3.30
	C_1	212.5	227.6	1.07	205.6*	215.7*	1.05
	C_2	255.6*	370.6*	1.45	238.0*	147.3*	0.62
Ear height (cm)	C_0	122.8	148.2*	1.21	66.9*	218.2	3.26
	C_1	123.9	102.1*	0.82	174.5*	116.3	0.67
	C_2	185.1*	156.3*	0.84	139.9*	141.7*	1.01
Days to 50% silking	C_0	3.84*	4.30	1.12	2.76*	3.28*	1.19
	C_1	6.66*	4.74	0.71	3.79*	2.24*	0.59
	C_2	4.72*	4.29	0.91	3.46*	4.74*	1.37

جدول ١٤ – ٥ قيم الكفاءة الوراثية (h^2) %المختلفة لصفات المحصول ومكوناته في دورات الانتخاب الثلاثة في منطقتي الزراعة للعشيرة Local HO population (Pop A).

Characters		Gemmeiza		Sids	
		broad	narrow	broad	narrow
Grain yield / plant	C_0	99.11	15.10	98.61	20.44
	C_1	98.85	7.79	98.60	16.78
	C_2	99.60	5.94	99.21	12.77
Ear length (cm)	C_0	79.26	27.21	87.50	48.32
	C_1	86.58	34.08	88.15	41.91
	C_2	77.29	18.29	86.96	64.73
Ear diameter (cm)	C_0	75.82	24.27	85.67	53.84
	C_1	86.10	28.02	80.43	29.31
	C_2	82.23	27.46	84.41	39.07
No. of rows/ ear	C_0	64.25	12.62	83.25	57.46
	C_1	80.56	0.00	88.47	0.00
	C_2	62.31	19.48	81.89	25.11
No. of kernels /row	C_0	71.66	21.35	77.57	49.56
	C_1	89.76	50.28	74.09	23.34
	C_2	84.10	47.91	84.58	32.10
100- kernel wieght	C_0	75.17	17.94	88.14	29.81
	C_1	93.16	23.23	95.10	11.34
	C_2	96.97	24.99	92.38	22.50
Plant height (cm)	C_0	92.77	42.86	90.30	21.01
	C_1	95.10	45.92	92.69	45.23
	C_2	95.42	38.94	95.44	58.96
Ear height (cm)	C_0	91.51	41.47	91.12	21.38
	C_1	96.12	52.69	94.18	56.51
	C_2	97.65	52.93	93.71	46.55
Days to 50% silking	C_0	84.34	39.80	90.15	41.19
	C_1	94.85	55.39	92.13	57.85
	C_2	94.90	49.67	93.12	39.34

١٤ – ٦ - استغلال المعلمات الوراثية الجزيئية :

Markers Assisted Recurrent selection

أوضح Batran Javier ١٩٩٨ أن الانتخاب في العائلات المختلفة يؤدي إلي زيادة قيمة المكافئ الوراثي والتكرار الجيني وخاصة عندما يبقي الانتخاب للصفات الكمية مستمرا وخاصة في صفات ذات مكافئ وراثي منخفض مثل صفة المحصول . وقد اقترح استخدام أو استغلال المعلمات الوراثية

الجزيئية لزيادة فعالية الانتخاب في مثل هذه الصفات . وخاصية عدم الاتزان الارتباطي الوراثي Linkage disequilibrium (LD) لابد أن تتوافر لإنشاء علاقة ما بين المعلمات الوراثية الجزيئية والتعبير الوراثي للصفة تحت الاختبار genetic expression of traits under test . والحصول علي حالة عدم الاتزان الارتباطي (LD) يكون عن طريق استخدام العينات الوراثية الصغيرة genetic drift . بيد أن عمل أو إجراء إعادة التوليف Recombination يؤدي إلي نقص (LD) عن طريق كسر العلاقة ما بين المعلمات الوراثية والصفات الكمية . (لمزيد من التفاصيل،يرجع للفصل الثالث عشر- الانتخاب والفصل العشرون - تغيرا لتركيب الوراثي للنبات بأسلوب الهندسة الوراثية)

Lande ١٩٩٢ اقترح استخدام المعلمات الوراثية الجزيئية (MAS) والدلائل الانتخابية وبيانات الأشكال المظهرية باستخدام المعادلة التالية:

$$I = bz\,Z + bm\,M$$

Where Z = phenotypic data

M = net molecular score

ويكون الوزن النسبي :

Relative weight are :

$$bm / bz = (\frac{1}{h2} - 1) /(1 - p)$$

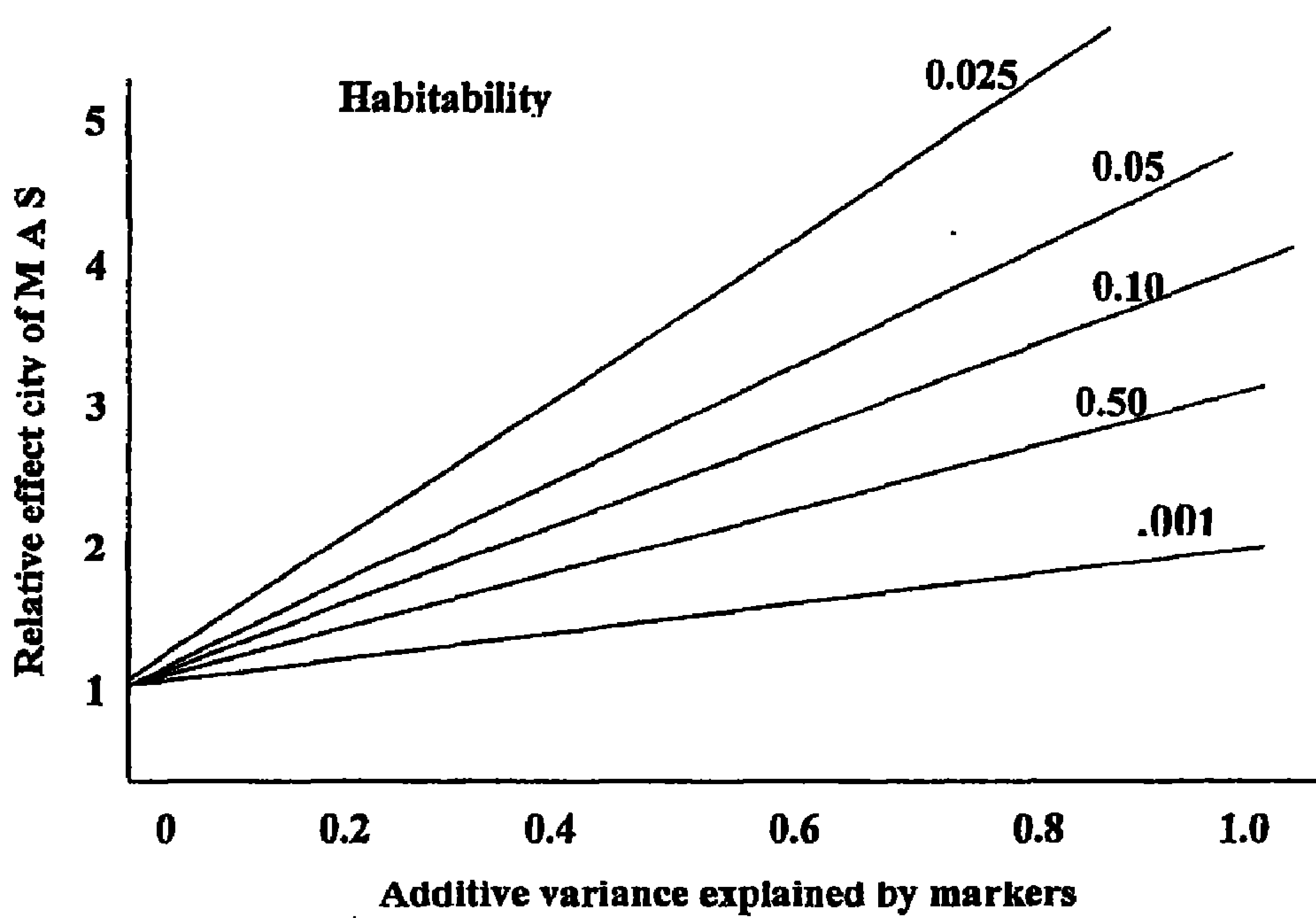
Where , P = Proportion of additive genetic variance explained by the markers.

وعلية تكون الفاعلية أو الكفاءة النسبية للمعلمات الجزيئية الوراثية المساعدة أو المعاونة Relative efficiency of MAS كما يلي :

$$\sqrt{\frac{P}{h2} + \frac{(1-p)2}{(1-h2\,p)}}$$

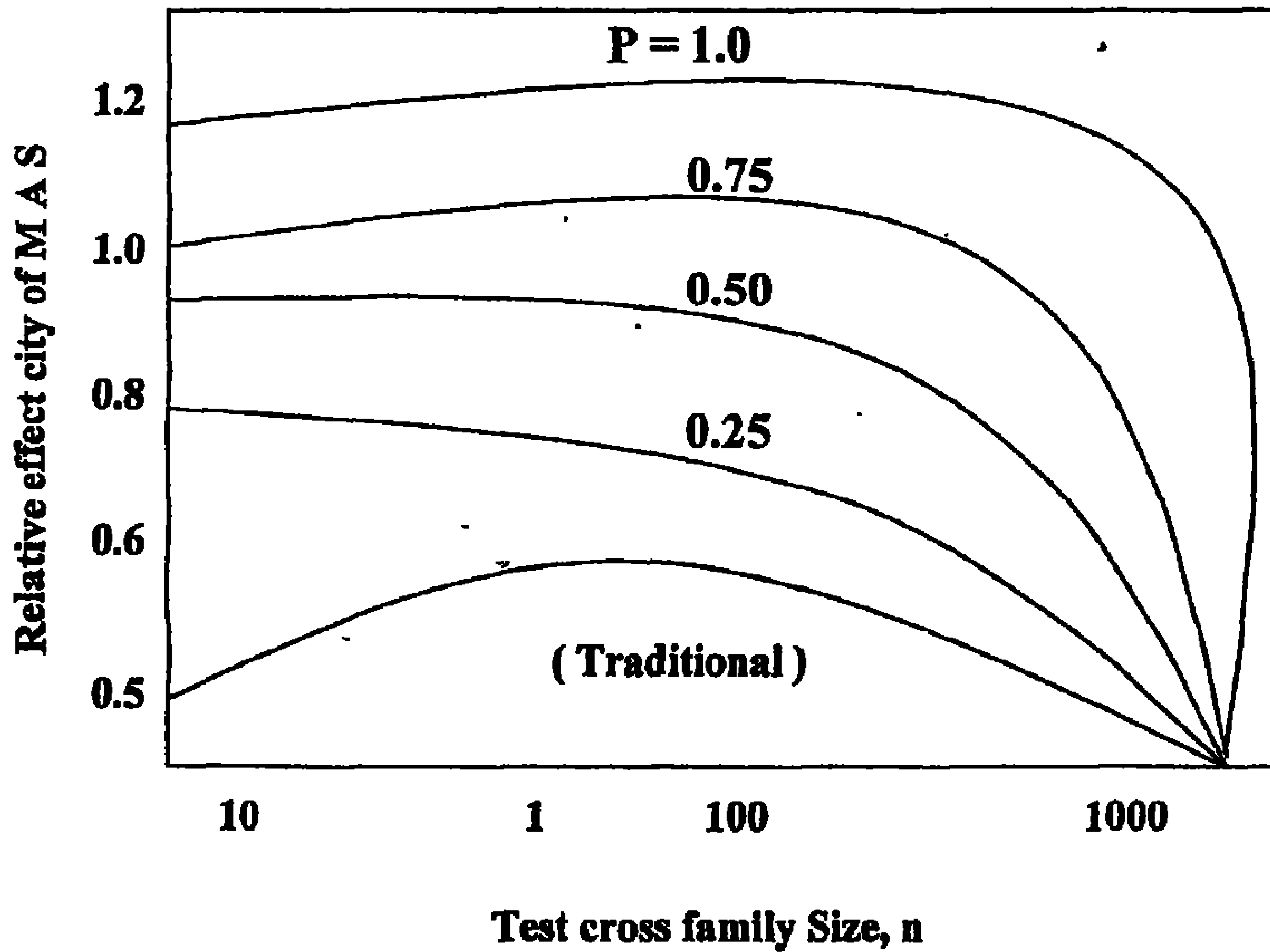
ويفيد ويكون فعالا استخدام MAS للصفات ذات المكافئ الوراثي المنخفض ، وذات p العالي .

وتوضح الرسوم البيانية التالية هذه العلاقات .



MOLECULAR APPROACH AND QUANTITATIVE GENETISS

Gain due to selection



الفصل الخامس عشر

التفاعل البيئي والوراثي

Genotype Environment Interaction

١٥ ـ ١ مقدمة

من المعرف إن القيمة المظهرية phenotype للتركيب الوراثي تتكون من جزء يرجع إلى التركيب الوراثي، وجزء يرجع إلى البيئية ، والجزء الخاص بالوراثة يعتبر غير مستقل عن الجزء الخاص بالبيئة وبعبارة أخرى فان تعبير الجزء الوراثي عن نفسه expression of genetic يتوقف على البيئة وعلى هذا فإن:

$$Ph = M + G + E + (GE)$$

حيث إن ph هي قيمة الشكل المظهري للتركيب الوراثي ، M هي قيمة المتوسط العام ، G هي قيمة التركيب الوراثي نفسه ، E هي التأثير البيئي ، GE هي قيمة التفاعل أو التداخل مابين التأثير البيئي والتركيب الوراثي .

ويؤدي التداخل (GE) إلى تقليل الارتباط أو التلازم بين القيمة المظهرية والقيمة الوراثية.

إن أسباب هذا التداخل لم تعرف بعد ، فبعضها يرجع إلى أسباب فسيولوجية وأسباب بيولوجية ويهمنا هنا الأسباب التي ترجع إلى developmental genetic.

وسوف نستعرض هنا أربعة نقاط تتعلق بهذا الشأن وهى ، أهمية دور التفاعل وتقسيماته ، وتقسيمات التباين البيئي ، ونظام منشأ الأقلمة أو التأقلم ، ثم أخيرا استعراض لنتائج بعض البحوث .

١٥ ـ٢ ـ أهمية دورا لتفاعل وتقسيماته

The importance role and classification of the interaction

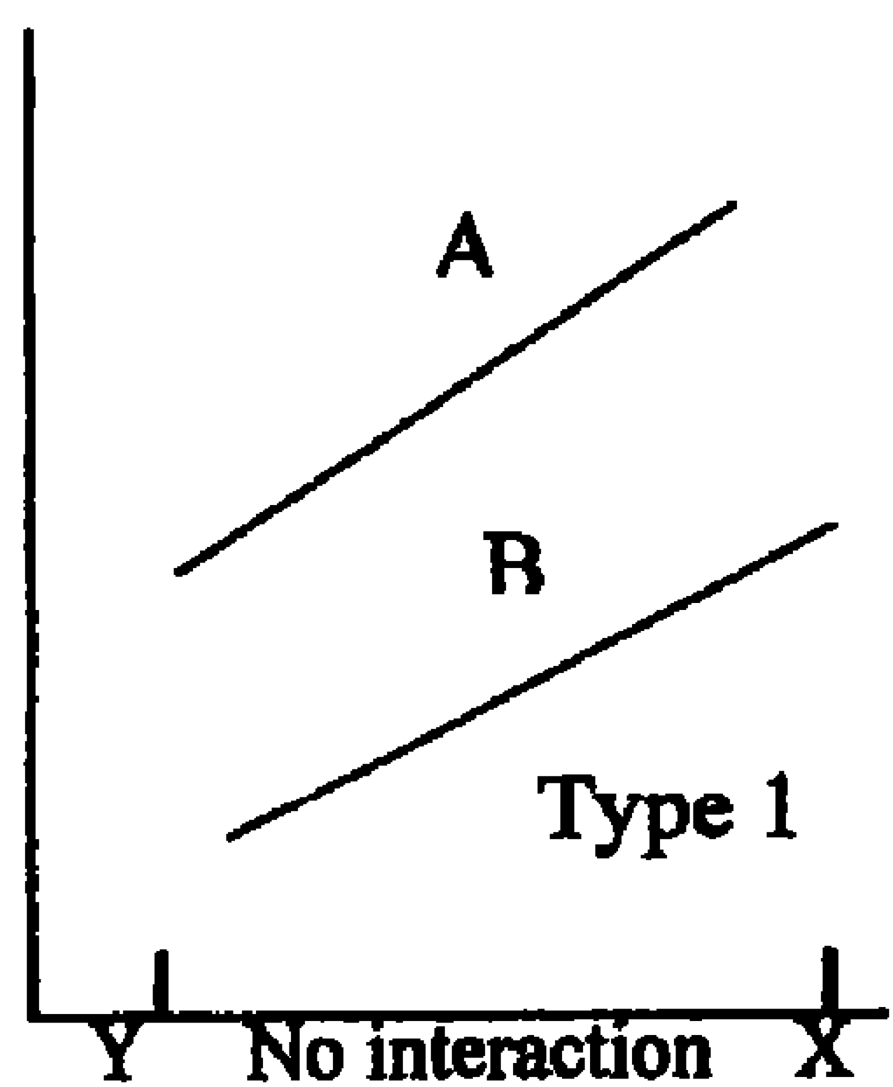
هناك سؤالين يمكن طرحها عند الحديث عن التداخل والتفاعل البيئي الوراثي وأهميته في تربية النبات، هل يمكن التوصل إلى تراكيب وراثية ذات محصول عالي عن طريق اختبار مجموعة منها ذات السلوك الممتاز تحت ظروف بيئية مختلفة أو ذات أقلمه عالية بالنسبة لعدد محدود من الظروف

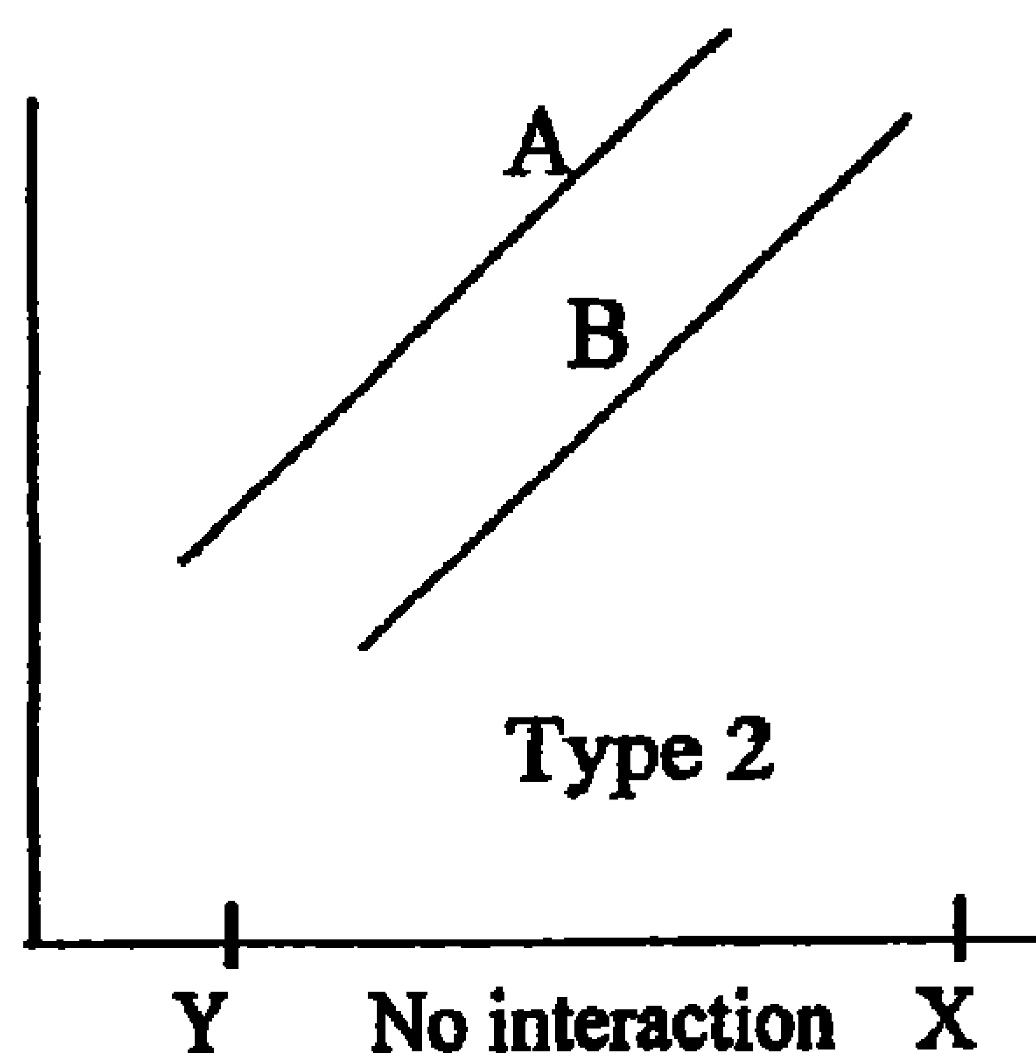
البينية ، إن الاتجاه الأول مرغوب فيه في حالة ما إذا كان حجم التداخل محدودا. إما الاتجاه الثاني يفضل في حالة ما إذا كان حجم التداخل عاليا.

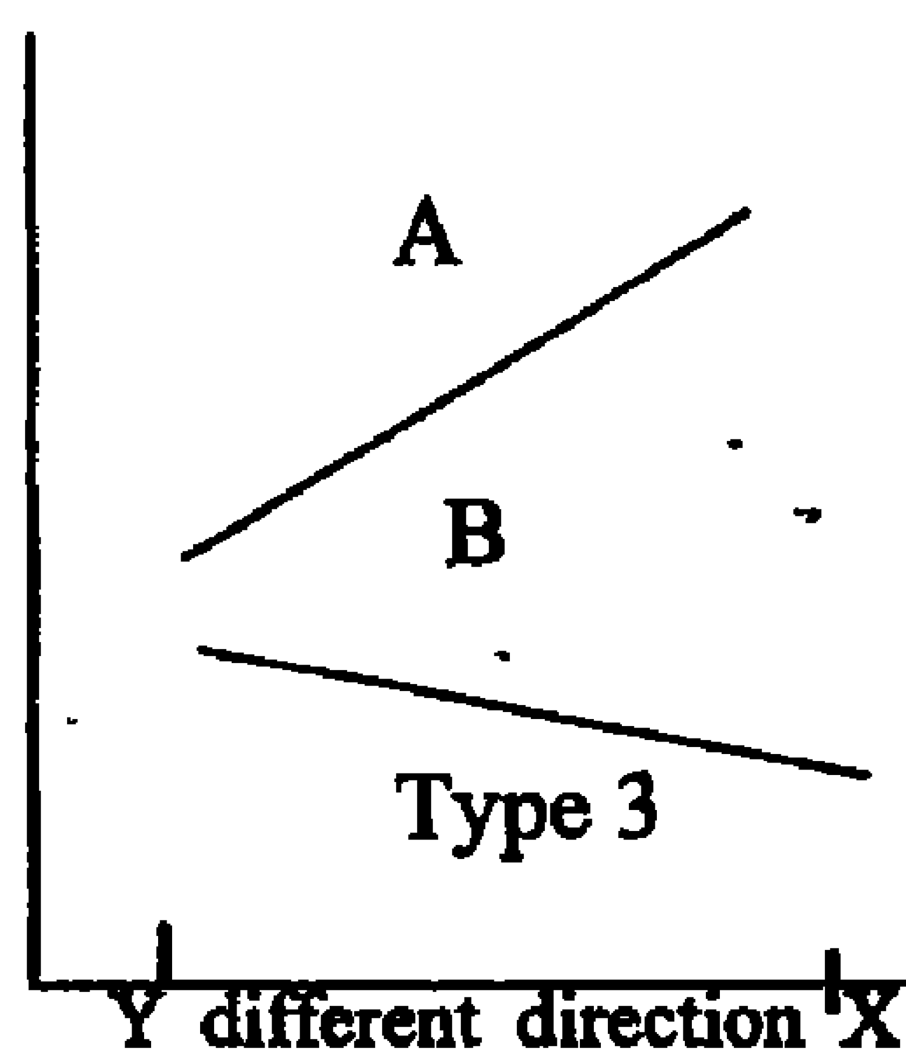
ومن الأسئلة التي تواجه المربي هي ، هل يجب على المربي أن يختبر تراكيبه الوراثية في مكان واحد فقط أم لسنة واحدة فقط أو أكثر من بيئة في أكثر من سنة ، إن هذا يتوقف أيضا على مقدار وحجـــــــم التداخل (GE) فإذا كان حجم التداخل مرتفعا فان زيادة عدد السنوات وعدد الأماكن الاختيارية هو من الأمور المرغوبة بل والمطلوبة لتحسين فعالية الانتخاب.

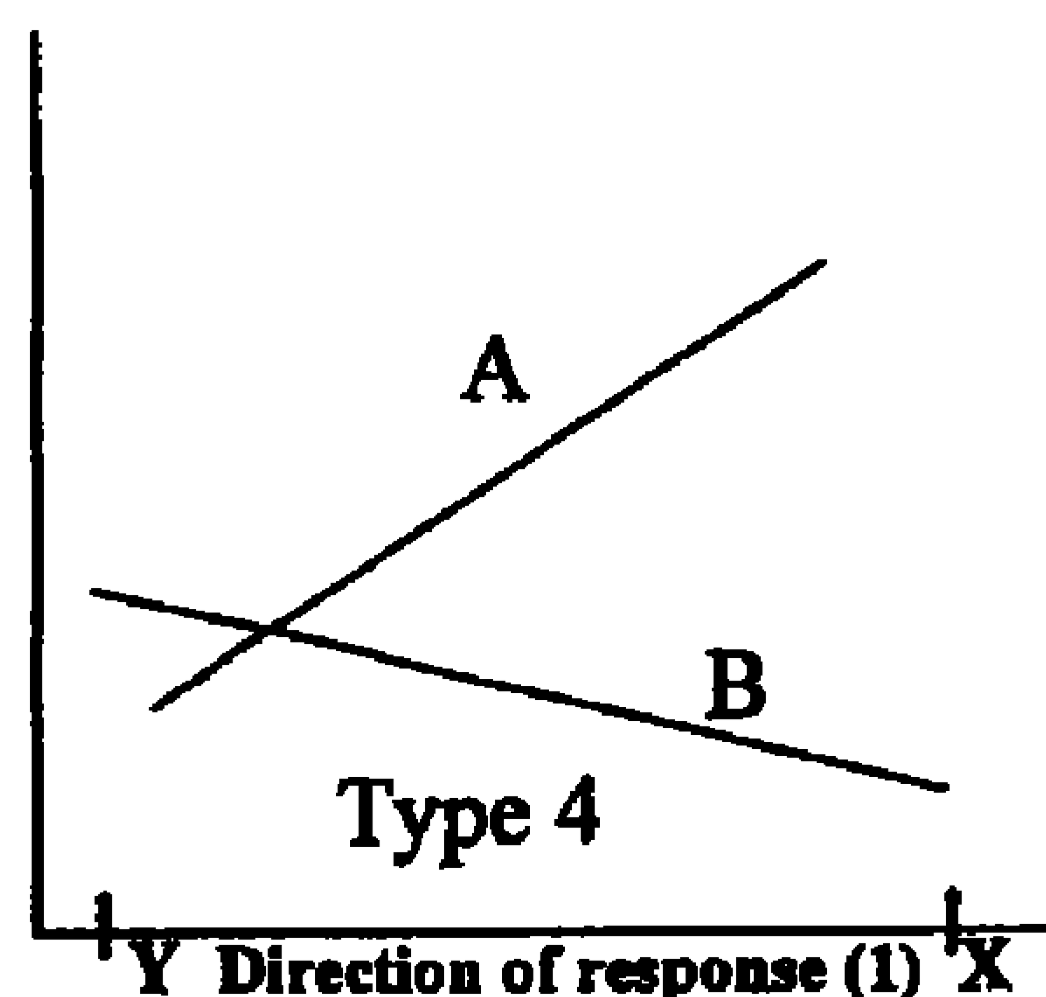
ومن خلال ما سبق عرضه نجد أن مهمة مربي النبات الأولى هي معرفة كل مقدار أو حجم كل من S^2GE, S^2G , S^2E وذلك لتحديد طريقة برنامج التربية المناسبة .

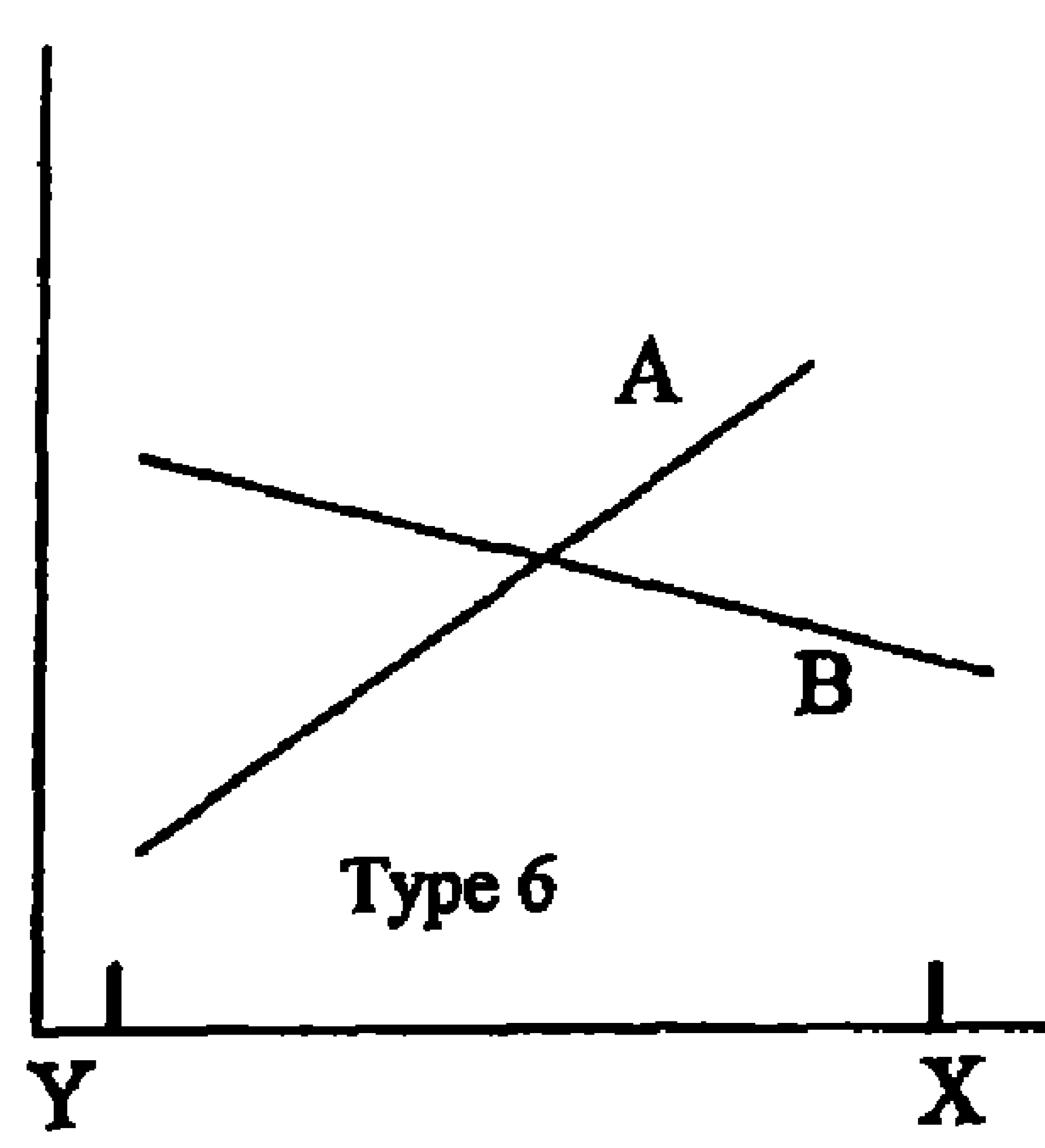
وقد أوضح كل من Allard, Braddshow عام ١٩٦٤ العلاقة التطبيقية بين تربية النبات، والتداخل البيئي حيث افترضا بوجود عشيرتين A,B اختبرتا في بيئتين X,Y ومن خلال ذلك سيكون هناك عدة أنماط للتداخل البيئي الوراثي بهذه الصورة :

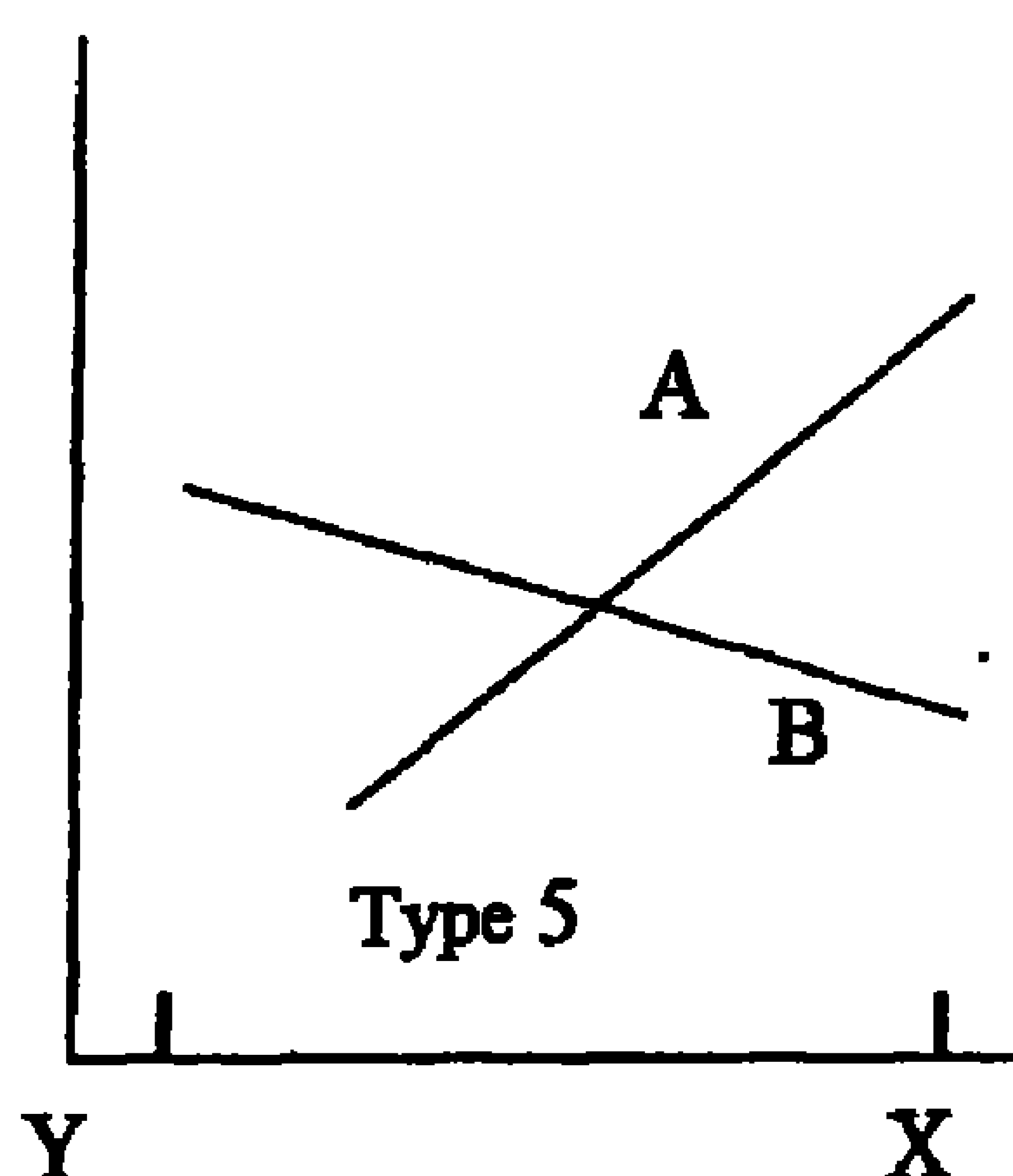












ونلاحظ في النمط الأول والثاني والثالث إن الصنف A أحسن أو أفضل من الصنف B وفي النمط الرابع والخامس والسادس يكون الصنف A أحسن في البيئية X ويكون الصنف B أحسن في البيئة Y .

وأمكنهما تقسيم التباين البيئي إلى قسمين رئيسين هما:

١- التباين البيئي المتوقع Predictable conditions

و يشتمل على كل خصائص المنطقة المستديمة مثل نوع التربة، المناخ، مواعيد الزراعة، وكمية البذور وطرق الحصاد.

٢- التباين البيئي غير المتوقع Unpredictable conditions

ويشتمل على كل الخصائص المتذبذبة مثل التذبذب في الجو مثل الأمطار ودرجة الحرارة والإصابة المرضية والإصابة الحشرية.

وبالنسبة للنوع الأول يمكن إن يكون مصدر التباين فيه عن طريق اختبارات محصول الأصناف في بعض المناطق أو تحت معاملات مختلفة ، فإذا كان مقدار التداخل الصنف × المنطقة أو الصنف × المعاملة عاليا ، فيجب على مربى النباتات في هذه الحالة إن يختار الصنف المناسب تحت كل ظرف من ظروف الاختبار. ومن الأمثلة على هذا النوع من التداخل تلك المشكلة التي يتعرض لها المربي عند اختبار نباتات العلف حيث أن الاختبارات تتم تحت ظروف spaced plants في حين يكون

الإنتاج الفعلي تحت ظروف solid planting . وقد وجد في حالة Lolium perenne أن ترتيب أربعة أصناف كان مختلفا تحت ظروف space planting عنه في حالة solid planting

إما النوع الثاني من الاختلافات غير المتوقعة فهو يضم التداخل (السنة × الصنف) حيث أن الاختلافات من سنة إلى أخرى غير متوقعة أو غير متنبأ بها وعلى هذا فان مربى النباتات لا يمكن أن يربى للاختلافات الغير متوقعة ما لم تكن هذه الاختلافات دورية وثابتة من عام لأخر ولقد وجد Rasmnssen and lambert في محصول الشعير إن مقدار حجم تداخل السنة × الصنف كان يساوي أربعة إضعاف حجم مقدار تداخل المنطقة × الصنف .

ويمكن التغلب على التداخل للعوامل الغير متنبأ بها وذلك بانتخاب أصناف ثابتة stable ذات أقلمة للتغير في ظل هذه العوامل المتقلبة. وهذه الأصناف يكون لها القدرة على buffering بمعنى أن يكون لها القدرة على الاحتفاظ بالإنتاج العالي بالرغم من تعرضها لظروف غير متنبأ بها.

١٥ -٣ - نظام منشأ الأقلمة: Mechanisms promoting stability

١- تعتبر Homeostasis هي مقدرة التركب الوراثي لان يؤقلم نفسه بالنسبة للظروف البيئية.

٢- ولا يعني لفظ stability للأصناف هو ثبات هذه الأصناف بالنسبة لجميع الصفات بل الذي يهمنا في المقام الأول هو ثبات بعض الصفات مثل المحصول وصفات الجودة ذات الأهمية الاقتصادية. إن هذا السلوك يتم بواسطة تثبت بعض الصفات وتغيير بعض الصفات الأخرى ، ويسمى هذا الصنف باسم Well buffer بدلا من كلمة Homeostatic . ويوجد طريقين للصنف بان يكون Homeostatic فالأصناف نفسها تكون Well buffered أي أنها Individual well buffered وأيضا هناك Population buffering وفي الحالة الأولى وفي حالة نباتات خلطيه التلقيح فان هناك من الأدلة بان Buffering هو نتيجة Heterozygosity وبعبارة أخرى فان ال Buffering خاصية من خواص التركيب الوراثي ، كما انه وعلى العموم ، يمكن القول أن buffering احد خواص Heterozygosity . إما في الحالة الثانية Population buffering فهذا النوع ناتج عن التداخل بين التراكيب الوراثية ، وهذا النوع يمكن اختباره عند المقارنة بين الأصناف المتكونة من سلالة نقية وبين مخاليط من الأصناف ، ففي حالة مخاليط القمح فان C.V % أو معامل الاختلاف النسبي بالنسبة للأصناف كان ١١,٦ % في حين كان في المخاليط ٧,٣ % أي أن بعض التراكيب كانت أكثر ثباتا عن الأخرى . وهناك عدة بيانات متوفرة عن Population buffering عند مقارنة

S.C ، D.C أي الهجن الفردية والزوجية في الذرة الشامية وتفاعل تلك مع البيئة فقد كان C.V % لمعظم الهجن الزوجية ١٢,٣ % في حين وصل في الهجن الفردية إلى ٢١،٤ % . ويتضح إن الأقلمة أو Stability في هذه العشائر إنما يكون مصدره هو Heterozygosity والتي أدت إلى أن محصول D.C كان اعلي كمتوسط لعدد من السنوات إلا انه في منطقة واحدة ولمنطقة واحدة كان محصول S.C أعلا. إما في حالة مقارنة السلالات النقية مع الهجن ، فإذا كانت Heterozygosity هي سبب من أسباب Stability في الهجن وإذا كانت Pure line أي السلالات النقية أكثر أقلمة فأن هذا يرجع إلى Individual buffering .

وفي حالة النباتات ذاتية التلقيح فان Buffering تكون خاصة بالتركيب الوراثي في حد ذاته وليست مرتبطة Heterozygosity . ومثال على ذلك أصناف الشعير أطلس و Vaughn في منطقة كاليفورنيا ، فالصنف أطلس ينتشر زراعته في جميع أنحاء كاليفورنيا في حين يكونvaughn له أقلمة في أماكن معينة.

وقد وجد كل من (Griffing and langridge (1961 نتيجة أبحاثهم على نباتات Arabidopsis ان Heterozygot تكون أكثر ثباتا بالنسبة للتغير في درجات الحرارة عن الآباء . ولقد وجد إن هذه الصفة يمكن تحسينها عن طريق الانتخاب ، وأوضح هذين الباحثين إن Heterozygous تكون متفوقة قليلا في حالة درجات الحرارة المنخفض أو المتوسط ولكن كان الفرق كبيرا في حالة درجات الحرارة المرتفعة . كذلك كانت (F_1) أحسن عند جميع درجات الحرارة يلي ذلك (F_2) ثم الآباء.

كذلك أوضح الباحثين السابقين إن الليلات A_1, A_2 alleles تكون متساوية تحت الظروف المثلى إلا إن A_2 مثلا تكون أحسن في حالة الحرارة المرتفعة أي أن A_2 A_2 ستكون أحسن في درجات الحرارة المرتفعة. فإذا كان لدينا موقعين وراثين A, B فان :

$$A_1 A_2 B_1 B_2 \Rightarrow A_1 A_1 B_1 B_1 = A_1 A_1 B_2 B_2 = A_2 A_2 B_1 B_1 = A_2 A_2 B_2 B_2$$

وعلى هذا فان ففي حالة Heterosis يكون $A_1 A_2 B_1 B2 > A_1 A_1 B_2 B_2$

ولقد اقترح Lewis بأن الاختلافات الوراثية في الحالات السابقة لقوة الهجين إنما ترجع إلى الليلات البيئية Environmental alleles وهي التي تقوم بتحفيز إفراز الإنزيمات التي تسيطر على التحمل لدرجات الحرارة Optimum temperature ودرجات PH . ولكن من نتائج أبحاثهم

على microorganism فى Neurospra , Escherichia , Arabidopsis أوضحت بأن الطفرات التي تحدث فيها هي المسؤلة عن الحساسية للحرارة.

١٥ ــ ٤ ــ اثر البيئة على مواءمة وأقلمة العشيرة

أوضحت نتائج التجارب السابقة بان التركيب الكروموزومى يؤثر تأثيرا كبيرا على مواءمة العشيرة تحت درجات الحرارة المختلفة . فهل البيئة الأصلية التي ربت تحتها عشيرة ما لها اثر كبير على موائمتا عند تربيتها تحت ظروف بيئية مختلفة عن الأصلية .

لقد أثبتت كثير من الدراسات على كثير من الكائنات الحية بان التباين الكلى لأي عشيرة يعتبر عامل مهم في قياس درجة المواءمة الوراثية . ولذلك يمكن القول إن العشائر المرباة تحت ظروف بيئية باردة تكون أكثر أقلمة ولها مواءمة عالية تحت نفس الظروف عن الأخرى المرباة تحت ظروف بيئية حارة وان مثل هذه العشائر لها درجة أقلمة أوسع من الأخرى المرباة ظروف حارة .

١٥ ــ٥ــ نتائج لبعض البحوث للمؤلف وآخرين

اجري نوار والحصري ١٩٨٣ دراسة لتقدير مقدار التفاعل ما بين مكونات التباين الوراثي ومواعيد الزراعة المختلفة في مجموعة من الهجن التبادلية. وحللت البيانات بطريقتي Jinks 1954 ، 1954,Griffing1956 . وقد أوضحت النتائج الأهمية النسبية لمكونات التباين الوراثي المضيف عن تلك الغير مضيفة لجميع الصفات المدروسة ومنها المحصول. وكان تفاعل بين المكونات الوراثية المضيفة مع مواعيد الزراعة أعلا عن نظيره أي المكونات الوراثية الغير المضيفة مع مواعيد الزراعة. كذلك أعطت تقديرات التباين الوراثي وتفاعلها مع البيئة في طريقتي التحليل نتائج متشابهة وأعطت صورة كاملة عن طبيعة هذا التداخل أو التفاعل.

اجري نوار ١٩٨٥ دراسة عن طبيعة التفاعل ما بين المكونات الوراثية (القدرة على الائتلاف) والمواسم الزراعية (سنوات زراعية) وذلك من خلال مجموعتين من الهجن التبادلية. وأظهرت النتائج معنوية كل من تداخل تفاعل القدرة العامة والخاصة على الائتلاف مع مواسم الزراعة في مجموعتي الهجن التبادلية. وكانت متوسط نسب التفاعل بين GCA × year / SCA × year في المجموعتين هي ٢،٨٦، ١،٦٩ .

اجري نوار ١٩٨٥ دراسة لمعرفة حجم التداخل أو التفاعل لمكونات التباين الوراثي مع معدلات التسميد المختلفة في عشيرة ذرة شامية Corn Belt باستخدام نظام تزاوج DI وأوضحت النتائج بعدم معنوية التفاعل الوراثي × مستويات التسميد المختلفة. وكان تفاعل المكونات الوراثية المضيفة اكبر عن تلك للمكونات السيادية.

اجري نوار وآخرين (١٩٨٥) دراسة لمعرفة حجم التفاعل ما بين المكونات الوراثية وبعض البيئات المختلفة مثل المواقع الزراعية (منطقتين) والكثافة النباتية (ثلاثة كثافات نباتية) ومستويات التسميد المختلفة (ثلاثة مستويات تسميد نيتروجين) والمواسم الزراعية (موسمين زراعيين متتاليين). وقد استخدم في تنفيذ هذه الدراسة ١٥ تركيب وراثي جديدة من الذرة الشامية (هجن فردية) ويمكن تلخيص أهم النتائج المتحصل عليها كما يلي:

١- كان تباين التفاعل ما بين التراكيب الوراثية × الكثافة النباتية معنويا.
٢- كان تباين التفاعل ما بين التراكيب الوراثية × سنوات الزراعة معنويا في إحدى التجارب (المواقع الزراعية.
٣- كان تباين التفاعل ما بين التراكيب الوراثية × مستويات التسميد غير معنوي في جميع التجارب.
٤- كان تباين التفاعل ما بين التراكيب الوراثية وبقية المعاملات معنوية في معظم التجارب.
٥- كان تأثير هذه المعاملات المتباينة واضحا على صفة المحصول لجميع التراكيب الوراثية، وخاصة سنوات الزراعة والمواسم الزراعية والكثافة النباتية.

اجري نوار وآخرين (١٩٨٨) في دراسة لمعرفة حجم وأهمية التفاعل ما بين مكونات التباين الوراثي (القدرة على الائتلاف) وقوة الهجن مع مستويات التسميد المختلفة (ثلاثة مستويات تسميد نيتروجين) . وكان حجم التفاعل ما بين المكونات المضيفة الوراثيةGCA أعلا عن نظيره للمكونات الوراثية السيادية SCA. وقد أدى زيادة معدلات التسميد النتروجين إلى زيادة تقديرات قدرة الائتلاف العامة GCA لمعظم الصفات تحت الدراسة.

وعلى الجانب الآخر أوضح نوار وآخرين ١٩٨٨ بأهمية التفاعل بين المكونات الوراثية (قدرة التالف)، قوة الهجن وتفاعلهما مع الكثافة النباتية (ثلاثة كثافات نباتية). وكان حجم تداخل المكونات الوراثية (تأثيرات القدرة العامة على الائتلاف وقوة الهجن) أعلا بالمقارنة مع المكونات الوراثية غير المضيفة (تأثيرات القدرة الخاصة على الائتلاف) .

نوار والسيد (١٩٩٠) اجري دراسة لمعرفة حجم وتأثير التفاعل البيئي الوراثي، مستويات تسميد مختلفة (ثلاثة من مستويات التسميد النيتروجين) ،(وثلاثة أصناف قطن) على ثوابت قوة الهجين ومعامل التربية الداخلية ودرجة السيادة ومقدار التحسين الوزاثي المتوقع الحصول عليه عند ممارسة الانتخاب وذلك في ثلاثة هجن قطن هي ١- (دندرة × جـ ٧٧) ، ٢- (جـ ٧٥ × جـ ٨٠) ، ٣- (جـ ٤٥ × جـ ٧٧). وحللت البيانات بطريقة الأجيال الستة Six generations وأوضحت النتائج بأن:

١- كان معدل التسميد ٦٠ وحدة/ فدان أفضل المعدلات لتقدير جميع الثوابت الإحصائية الوراثية السابقة في اغلب الهجن المدروسة.

٢- كان التقدم الوراثي من الانتخاب أفضل مع مستويات التسميد المنخفضة (٦٠ وحدة نتروجين / فدان لمعظم الهجن والصفات المدروسة.

نوار وآخرين (١٩٩١) اجري دراسة لمعرفة مقدار التداخل الوراثي × الكثافة النباتية في ٤٤ عائلة شقيقة F.S مشتقة من الصنف قاهرة / ١. وأوضحت النتائج بأفضلية معدلات الكثافة المنخفضة (١٥ إلف نبات/ فدان) عن ٣٠ ألف نبات / فدان لجميع مكونات التباين الوراثي وبعض الثوابت الإحصائية الوراثية الأخرى. وكان حجم تفاعل المكونات الوراثية المضيفة اكبر. وتباينت قيم مكونات التباين الوراثي للصفات المختلفة مع الكثافات الزراعية.

نوار وآخرين ١٩٩٢ اجري دراسة في محصول الذرة الشامية لمعرفة تأثير تفاعل مستويات التسميد المختلفة مع التراكيب الوراثية لعدة صفات منها المحصول ومعدل الإصابة بالثاقبات والإصابة بالمن. وقد أظهرت الدراسة تباين حجم التداخل بين التركيب الوراثية مع مستويات التسميد المختلفة وادي زيادة معدلات التسميد إلى زيادة معنوية في جميع الصفات وخاصة صفتي الإصابة المرضية والحشرية. وكان الهجن الفردي هـ. ز بيونير ٣١١٧ ، هـ. ث ٣,٠ و هـ. ف ١١٤٧ أكثرها مقاومة.

نوار وآخرين ١٩٩٤ اجري دراسة على ٥٤ هجين فردى من السور جم متعددة المصادر أو الأصول الوراثية لمعرفة مقدار أو حجم التفاعل معها و مستويات من التسميد النتروجين (ثلاثة مستويات تسميد نيتروجين). وقد أدى زيادة معدلات التسميد إلى زيادة معنوية للمحصول وأيضا أدت هذه المعاملات إلى زيادة جميع مكونات التباين الوراثي. وكانت جميع هذه المكونات الوراثية اكبر وأعلا مع التسميد المرتفع وخاصة في الحشة الثالثة.

نوار وآخرين (١٩٩٦) اجري دراسة لمعرفة اثر تباين المواقع الزراعية على مكونات التباين الوراثي من خلال معرفة حجم تداخلها معا. وكان التصميم التزاوجي المستخدم هو DIII لإنتاج العائلات في هجين فردي/ ١٠. وأظهرت النتائج بارتفاع قيمة تداخل أو تفاعل المواقع الزراعية × مكونات التباين الوراثي المضيف عن مكونات التباين الوراثي غير المضيف لمعظم الصفات فيما عدا المحصول. وكانت معظم قيم المكافئ الوراثي بالمعنى الضيق أعلا في منطقة سدس عن منطقتي شبين الكوم والجميزة. وكانت درجة السيادة الفائقة Over dominance هي المسؤولة أو المسببة في تفوق هذا الهجين محصوليا .

نوار وآخرين ١٩٩٨ اجري دراسة لمعرفة حجم التفاعل البيئي (سنوات زراعة) مع ٢٨ عائله شقيقه في عشيرة قاهرة /١ باستخدام D1 Mating Design وأوضحت النتائج بعدم تأثر المكونات السيادية مع سنوات الزراعة المختلفة لصفة المحصول. أي بثباتها من عام لأخر تقريبا. وكان حجم التفاعل لمكونات السيادة × سنوات الزراعة عاليا لمعظم الصفات المدروسة.

نوار وآخرين (١٩٩٩) في دراسة لمعرفة حجم التفاعل بين مستويات التسميد (صفر، ٢٠، ٤٠،٦٠ كجم نتروجين وعدد ٢١ تركيب وراثي في محصول الشعير. وكانت الصفات المدروسة هي معدل المقاومة لمرض البياض الزغبي والمحصول وبعض مكوناته. وأوضحت النتائج بارتفاع قيمة التفاعل لمكونات السيادة مع مستويات التسميد وخاصة لصفة المقاومة .

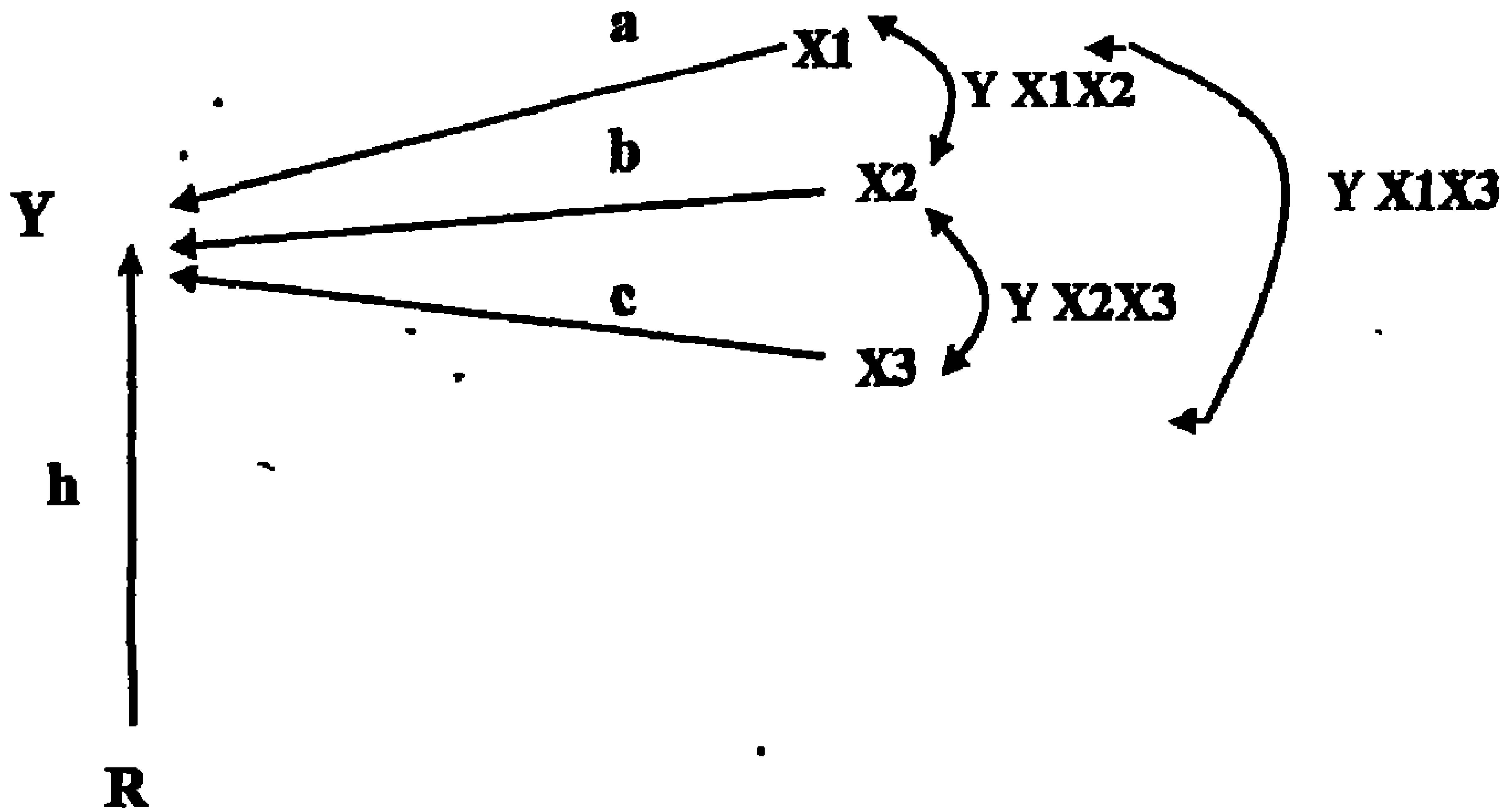
الفصل السادس عشر
نظرية معامل المرور
Path analysis

١٦ -١- مقدمة

اقترحت نظرية معامل المرور The path coefficient theory من قبل العالم Sewall Wright عامى١٩١٨، ١٩٢١ . وتعتبر تلك النظرية مهمة لدراسة السلوك الوراثي لكثير من الصفات الكمية. ولقد كان الغرض من تطبيقها في البداية لمعرفة درجة انخفاض العوامل الوراثية غير المتماثلة وتحويلها إلى عوامل متماثلة وهذا عن طريق تزاوج مجموعة من التركيب الوراثية أو الإفراد التي بينها صلة أو علاقة قرابة أو نسب . وهذه النظرية طبقت على نطاق واسع في مجال تربية الحيوان حيث يمكن تتبع علاقات النسب والقرابة بين الإفراد . وفى هذا الفصل سوف نستعرض المفهوم العام لتلك النظرية ومجال تطبيقها في مجال تربية النبات .

١٦ – ٢ -مفهوم النظرية:theoretical description

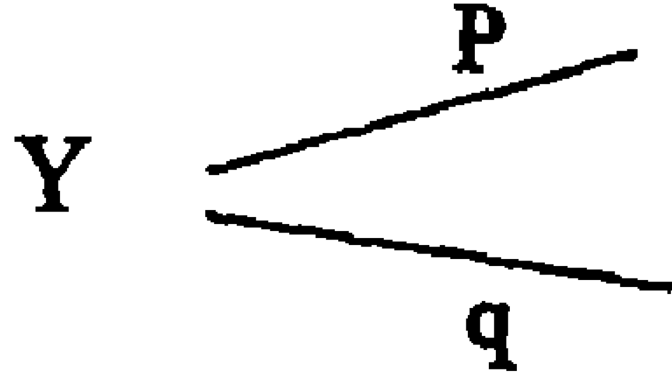
تعتمد النظرية على تحديد العلاقة ما بين المسبب cause والتأثير effect بالنسبة للمتغيرات المختلفة variables. فإذا اعتبرنا إن صفة المحصول لمحصول الشعير هي y فهذه دالة function (تأثير) لمختلف المكونات الأخرى (العوامل المسببة casual factors) مثل عدد السنابل لكل نبات (x_1)، عدد الحبوب في كل سنبلة (x_2) ووزن المائة حبة (x_3). فإذا فرض أن هذه العوامل ذات علاقات ببعضها البعض على النحو التالي وكما يتضح من شكل (١)



شكل ١٦-١ العلاقة ما بين السبب والتأثير.

من الشكل السابق يتضح إن صفة المحصول هي محصلة الصفات x1 ، x2 ، x3 وأيضا بعض العوامل الغير محددة مثل (R) كذلك هناك علاقة ارتباط ما بين x1 ، x2 ، x3 كذلك فان a ، b ، c ، h هي معاملات المرور Path coefficients الراجعة إلى المتغيرات السابقة.

ويمكن تحديد معامل المرور على أساس نسبة الانحراف القياسي للمسبب إلى الانحراف القياسي الكلي للتأثير. وبعبارة أخرى إذا كانت y هي التأثير ، x1 هي المسبب، فان معامل المرور في هذه الحالة هو S 1 / S 2 . ولمزيد من الإيضاح، دعنا نفترض ان (X1 ، X2) هي متغيرات مستقلة (Y) متغير تابع فانه يمكن التعبير عن هذه العلاقة بيانيا كما يلي:



كذلك يمكن التعبير عنها حسابيا كما يلي:

$$Y = X_1 + X_2$$

$$\text{or } S^2y = S^2x1 + S^2x2\ S^2y$$

وبقسمة طرفي المعادلة على S^2y نحصل على

$$S^2y/S^2y = S^2\,x1/S^2y + S^2\,x2/S^2y$$

$$\text{Or : } S^2\,x1/S^2y + S^2\,x2/S^2y = 1$$

$$\text{Or } P^2 + q^2 = 1$$

وفى الحالة السابقة نقول أن : P^2 ، q^2 هي معاملات التقدير Coefficient of determinations
وان $\sqrt{P^2}$، $\sqrt{q^2}$ هي معاملات المرور، أي ان :

. $Sx1/Sy =$ (y إلى x1 هي معامل المرور من) P

. $Sx2/Sy =$ ·(y إلى x2 هي معامل المرور من) q

وميزة عمل الإشكال البيانية لتوضيح معاملات المرور أنة يمكن من خلالها عمل وكتابة مجموعة من المعادلات المتزامنة a set of simultaneous equations وبحل هذه المعادلات يمكن لنا الحصول على معلومات مباشرة وغير المباشرة عن طبيعة هذه العوامل المسببة والتأثيرية causal

and effect factors . والأساس الرياضي لهذه المعادلات يمكن توضيحه كما يلي . إذا أخذنا في الاعتبار قيم لارتباط مابين (y ، x1) وبالرجوع إلى شكل رقم (١) نجد ان :

$$Y = X_1 + X_2 + X_3 + R \text{ .... (1)}$$

وأن

$$\bar{Y} = \bar{X}_1 + \bar{X}_2 + \bar{X}_3 + \bar{R}$$

$$r(X1, y) = \frac{cov(x1, Y)}{\sqrt{v(X1)v(Y)}} \text{................(2)}$$

وبوضع القيمة y في المعادلة السابقة فنحصل علي :-

$$r(x, y) = \frac{cov(x1, x1 + x2 + x3 + R)}{\sqrt{v(X1)v(Y)}}$$

$$= cov(x_1, x_1) / [v(x_1) v(y)^{1/2} + cov(x_1, x_1) / [v(x_1) v(y)]^{1/2}$$

$$+ cov(x_1, x_2) / [v(x_1) v(y)^{1/2} + cov(x_1, R) / [v(x_1) v(y)]^{1/2}$$

حيث إن

$cov(x_1, x_1) = v(x_1)$

$cov(x_1, R) = 0$ (assumed earlier in the diagram)

$cov(x_1, x_2) = r(x_1, x_1)\ Sx1\ \ Sx2$

وبناءا على ذلك تصبح المعادلة رقم (٢) كما يلي:

$$r(x_1, y) = v(x_1) / [v(x_1) v(y)]^{1/2} + r(x_1, x_2)\ Sx1\ \ Sx2 / [v(x_1)$$

$$= v(y)]^{1/2} + r(x_1, x_3)\ Sx1\ \ Sx2 / [v(x_1) v(y)]^{1/2}$$

$$= Sx1/Sy + r(x1\ \ x2)\ Sx2/Sy + r((x1\ x3)\ Sx3/Sy \text{ ....(3)}$$

ويمزيد من التحديد نقول إن:

$a = Sx1/Sy$ وهي معامل المرور من x1 إلي y

$b = Sx2/Sy$ وهي معامل المرور من x2 إلي y

$c = Sx3/Sy$ وهي معامل المرور من x3 إلي y

أي إن:

$r(x_1, y) = a + r(x_1\ x_2)\,b + r(x_1\ x_3)\,c$ ....(4)

ومن المعادلة السابقة (٤) يتضح إن الارتباط ما بين x_1 ، y يمكن تقسيمه إلى ثلاثة أجزاء هي (أ) جزء راجع إلى التأثير المباشر من x_1 إلى y ووحداته (a) (ب) جزء راجع إلى التأثير غير المباشر إلى X_1 على y بالمرور على x_1 ووحداته $r(x_1\ x_2)^b$ (جـ) وجزء راجع إلى التأثير غير المباشر x_1 على y بالمرور على x_3 والمساوي $r(x_1\ x_3)^c$

وبالمثل يمكن عمل نفس المعادلات بالنسبة $(r\ R,y)$, $r(x2,y)$, $r(x3, y)$ وعموما فنحن نحصل في النهاية على بعض المعادلات المتزامنة كما يلي:

$$r(x_1, y) = a + r(x_1, x_2)\,b + r(x_1\ x_3)c$$
$$r(x_2, y) = r(x_2, x_1)\,a + b + r(x_2, x_3)c$$
$$r(x_3, y) = r(x_3, x_1)\,a + r(x_3, x_2)c$$
$$r(R, y) = h$$

فإذا أخذنا في الاعتبار العوامل الثلاثة الأول أي x_1 ، x_2 ، x_3 فان المعادلات المتزامنة يمكن إعادة كتاباتها على هيئة المصفوفة التالية:

$$\begin{pmatrix} r_1 y \\ r_2 y \\ r_3 y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & r_{12} & r_{13} \\ r_{21} & 1 & r_{23} \\ r_{31} & r_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a \\ b \\ c \end{pmatrix}$$

وهذه المصفوفة او الماتركس يمكن التعبير عنها بـ $A = BC$ وبحل هذه المصفوفة يمكن ضرب طرف المعادلة في المقلوب (B^{-1}) لتصبح

$$B^{-1} A = B^{-1} BC$$

$$\text{or } B^{-1} A = C \text{ .... } (5)$$

فإذا أمكن حساب معاملات المرور أي (C) في المعادلة السابقة فمن السهل بعد ذلك الحصول على قيمة المرور the path value المتبقية وهي R بالطريقة التالية.

ففي شكل (1) أوضحنا أن

$$Y = x_1 + x_2 + x_3 + R$$

$$S^2y = S^2x_1 + S^2x_2 + S^2x_3 + S^2R + 2^S x_1 x_2 + 2^S x_1 x_3 + 2^S x_2 x_3 \,\ldots\ldots\ldots (6)$$

حيث ان

$$Sx_1 x_2 = r (x_1 x_2) Sx_1 Sx_2$$

بسبب أن $r (x_1 x_2) = Sx_1 x_2 / Sx_1 Sx_2$

وبالمثل يمكن تحديد $Sx_2 x_3$, $Sx_1 x_3$

وبقسمة طرفي المعادلة (٦) على S^2y نحصل على

$$1= (S^2x_1 / S^2y) + (S^2x_2 / S^2y) + (S^2x_3 / S^2y) + (S^2R / S^2y) + 2 [r (x_1 x_2) Sx_1 x_2 / S^2y] + 2 [r (x_1 x_3) Sx_1 Sx_3 / S^2y] + 2 [r (x_2 x_3) Sx_2 Sx_3 / S^2y]$$

حيث إن:

$$S^2x_1 / S^2y = a^2 , S^2x_2 / S^2y = b^2$$

$$S^2x_3 / S^2y = c^2 , S^2R / S^2y = h^2$$

وان

$$2r (x_1 x_2) Sx_1 Sx_2 / Sy\,Sy = 2r (x_1 x_2) (Sx_1 / Sy) (Sx_2 / Sy) = 2r (x_1 x_2) ab$$

وبالمثل

$$2r (x_1 x_3) Sx_1 Sx_3 / Sy\,Sy = 2r (x_1 x_3) ac$$

وان

$$2r (x_2 x_3) Sx_2 Sx_3 / Sy\,Sy = 2r (x_2 x_3) bc$$

وفي النهاية فان:

$$1= a^2 + b^2 + c^2 + h^2 + 2r (x_1 x_2) ab + 2r (x_1 x_3) ac + 2r (x_2 x_3) bc$$

h^2: تصبح الجزء المتبقي

$$h^2 = a^2 + b^2 + c^2 + 2r (x_1 x_2) ab + 2r (x_1 x_3) ac + 2r (x_2 x_3) bc$$

مثال تحليلي:

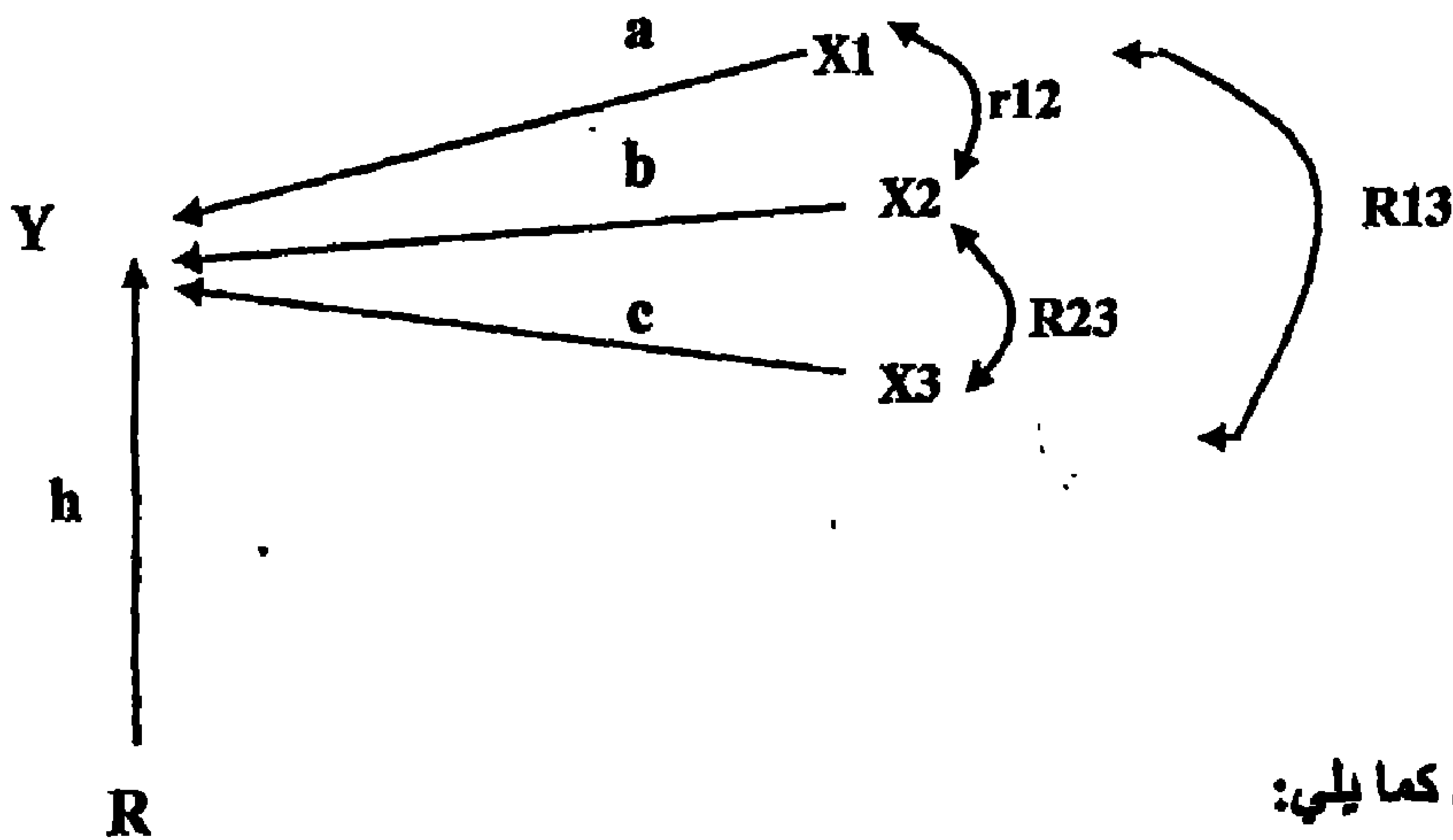
بافتراض توافر بيانات عن أربعة صفات وان علاقات الارتباط أو التلازم بين هذه الصفات كما يلي:

$r_{12}= 0.053$ $\quad$ $r_{23} = - 0.965$

$r_{13}= -0.009$ $\quad$ $r_{24} = 0.062$

$r_{14}= 0.847$ $\quad$ $r_{34} = -0.768$

وانه يمكن تمثيل هذه العلاقة ما بين الصفات بهذه الصورة



وخطوات التحليل كما يلي:

١ - إيجاد المعادلات المتزامنة:

بمساعدة الشكل السابق فانه يمكن إيجاد المعادلات المتزامنة التالية للبيانات السابقة.

$$r_{14} = p_{14} + r_{12}\, p_{24} + r_{13}\, p_{34}$$

$$r_{24} = r_{21}\, p_{14} + p_{24} + r_{23}\, p_{34}$$

$$r_{34} = r_{31}\, p_{14} + r_{23}\, p_{24} + p_{34}$$

ويجب أن نلاحظ أن $p_{14} = a,\ p_{24} = b,\ p_{34} = c$

وبوضع قيم معاملات الارتباط السابقة في هذه المعادلات.

$$0.847 = p_{14} + 0.053\, p_{24} + (- 0.009)\, p_{34}$$

$$0.062 = 0.053\, p_{14} + p_{24} + (- 0.965)\, p_{34}$$

$$0.768 = - 0.009\, p_{14} + (- 0.965)\, p_{24} + p_{34}$$

وبعد إعادة ترتيب المعادلات السابقة تصبح في الصورة التالية:

$P_{14} + 0.053\ p_{24} - 0.009\ p_{34} = 0.874$ .... (1)

$0.053\ p_{14} + p_{24} - 0.965\ p_{34} = 0.062$ ....(2)

$- 0.009\ p_{14} - 0.965\ p_{24} + p_{34} = -0.768$ .... (3)

٢- حل المعادلات المتزامنة:

أ- طريقة الحذف:

بضرب المعادلة رقم (١) في 0.053 وطرح المعادلة رقم (٢) منها نحصل على الآتي:

$0.053\ p_{14} + 0.002809\ p_{24} - 0.000477\ p_{34} = 0.044891$

$0.053\ p_{14} + p_{24} - 0.965\ p_{34} = 0.062$

$- 0.997191\ p_{24} + 0.964523\ p_{34} = -0.017109$ ....(4)

وبضرب المعادلة (٢) فى (٠،٠٠٩)

والمعادلة (٣) في ٠،٠٥٣ وبالجمع نحصل على:

$0.000477\ p_{14} + 0.009\ p_{24} - 0.008685\ p_{34} = 0.000558$

$- 0.000477\ p_{14} - 0.051145\ p_{24} + 0.053\ p_{34} = -0.040704$

$- 0.042145\ p_{24} + 0.044315\ p_{34} = - 0.0040146$ -------- (5)

وبضرب المعادلة (٤) في ٠،٠٤٢١٤٥ والمعادلة (٥) في ٠،٩٩٧١٩١ وبطرح المعادلة الأخيرة من الأولى نحصل على:

$- 0.042027\ p_{24} + 0.040650\ p_{34} = - 0.000721$

$- 0.042027\ p_{24} + 0.044191\ p_{34} = 0.040033$

$- 0.003541\ p34 = 0.039312$

$p_{34} = -11.101949$

وبالتعويض بالقيمة p_{34} في المعادلة رقم (٥) نحصل على p24

$P_{24} = - 10.721006$

ويوضع القيمتين p_{34} ، p_{24} في المعادلة رقم (١) نحصل على p_{14}

$P_{14} = 1.315296$

ب- طريقة الماتركس:

المعادلات المتزامنة الثلاثة السابقة يمكن التعبير عنها بواسطة المصفوفة التالية:

$$\begin{pmatrix} r_{14} \\ r_{24} \\ r_{34} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} r_{11} & r_{12} & r_{13} \\ r_{21} & r_{23} & r_{23} \\ r_{31} & r_{32} & r_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{14} \\ P_{24} \\ P_{34} \end{pmatrix}$$

أو يمكن التعبير عنها من خلال المعادلة التالية : $A = B.C$

وفي هذه الحالة، القيم A، B معلومة ونحن نحتاج لحساب الموجة vector (c) ونحن نعلم أيضا أن:

$C = B^{-1} A$

ولذا فنحن في حاجة لتقدير B^{-1} قبل حساب الموجه C ومقلوب B سيكون على النحو التالي:

$$B = \begin{pmatrix} 1.000 & 0.053 & 0.009 \\ 0.053 & 1.000 & -0.965 \\ -0.009 & -0.965 & 1.000 \end{pmatrix}$$

$$B^{-1} = \begin{pmatrix} 1.02948 & 0.66334 & -0.63085 \\ -0.66334 & 14.96755 & 14.43771 \\ -0.63085 & 14.43771 & 14.92671 \end{pmatrix}$$

أذن:

$$\begin{pmatrix} r_{14} \\ r_{24} \\ r_{34} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1.02948 & 0.66334 & -0.6309 \\ -0.66334 & 14.96755 & 14.4377 \\ -0.63085 & 14.4377 & 14.9267 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.897 \\ 0.062 \\ -0.768 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1.3153 \\ -10.7220 \\ -11.1029 \end{pmatrix}$$

حيث أن:

$$P_{14} = (1.0295)(0.847) + (-0.6633)(0.062) + (-0.6309)(-0.768)$$
$$= 1.3153$$
$$p_{24} = -10.7220$$
$$p_{34} = -11.1029$$

٣- التأثيرات المتبقية:

$$1 = P^2R_1 + P^2_{14} + P^2_{24} + P^2_{34} + 2\,p_{14}\,r_{12}\,P_{24} + 2p_{14}\,r_{13}\,p_{34} + 2P_{24}\,r_{23}\,p_{34}$$

$$1 = P^2R_1 + (1.315)^2 + (-10.722)^2 + (-11.103)^2 + (1.315)(1.053)(-10.722) +$$
$$2(1.315)(-0.009)(-11.103) + 2(-10.722)(-0.965)(-11.103)$$
$$= P^2R_1 + 8.976$$

$$P^2R = (1 - 8.976)$$

ملاحظة:

ويمكن الحصول على التأثيرات المتبقية من المعادلة التالية:

$$1 = P^2R_1 + \sum Pi\,y\,riy$$

أي ان $1 = P^2 R_1 + P_{14} V_{14} + P_{24} r_{24} + P_{34} r_{34}$

$$Pr_1 = \sqrt{1 - (P_{14} r_{14}) - (P_{24} r_{24}) - P_{34} r_{34})}$$
$$= \sqrt{1 - (1.315)(0.847) - (-10.722)(0.062) - (11.103)(-0.768)}$$
$$= \sqrt{1 - 8.976}$$

والان يمكن تكملة الشكل رقم (٣) السابق بوضع قيم معاملات المرور

٤- حساب التأثيرات المباشرة وغير المباشرة:

أ- عدد السنابل لكل نبات (x_1) ومحصول الحبوب (x_4)

- التأثير المباشر P14 = ١،٣١٥
- التأثير غير المباشر عن طريق طول السنبلة (x_2) = $P_{24}\ r_{12}$ = - ٠،٥٦٨
- التأثير غير المباشر عن طريق وزن الحبوب (x_3) = $P_{34}\ r_{13}$ = ٠،١٠٠

مجموع التأثيرات المباشرة وغير المباشرة = ٠،٨٤٧

ب- طول السنبلة (x_2) ومحصول الحبوب x_4

- التأثير المباشر P_{24} = - ١٠،٧٢٢
- التأثير غير المباشر عن طريق عدد السنابل لكل نبات (x_1) = $P_{14}\ r_{12}$ = ٠،٠٧٠.
- التأثير غير المباشر عن طريق وزن ١٠٠ حبه (x_3) = $P_{34}\ r_{23}$ = ١٠،٧١٤
- المجموع الكلي = ٠،٠٦٢.

جـ- وزن المائة حبة (x_3) ومحصول الحبوب (x_4)

- التأثير المباشر P_{34} = -١١،١٠٣
- التأثير غير المباشر عن طريق عدد السنابل / نبات (x_1) = $P_{14}\ r_{13}$ = ٠،٠١٢.
- التأثير غير المباشر عن طريق طول السنبلة (x_2) = $P_{24}\ r_{23}$ = ١٠،٣٤٧

المجموع الكلي = - ٠،٧٦٨.

وهذه القيم يمكن أن تحسب كما ورد في الجدول (١٨ -١) التالي :

جدول (١٨- ١) التأثيرات المباشرة (لأعلى) والتأثيرات غير المباشرة للصفات المؤثرة على صفة المحصول

Characters	Ears/P	Ear length	100 grain weight	Genotypic Correlation With yield
Ears/plant	**<u>1.315</u>**	-0.568	0.100	0.847
Ear/length	0.070	**<u>-10.722</u>**	10.714	0.662
100- grain Wight	- 0.012	10.347	**<u>11.103</u>**	- 0.768

١٦ – ٣ – أنظمة العلاقة System relationships

إذا وجدت عدة متغيرات فتوجد بينها عدة أنظمة مختلفة تربطها ببعض وفى كل حالة من الحالات يمكن تطبيق نظرية معامل المرور .

١ – مسببات مستقلة Independent causes

وفى هذه الحالة إذا فرض وان A and B هما سببين مستقلين فلن درجة التلازم بينهما تسوى صفرا أي أن (rAB = صفر) وان كلا منها يؤثر على المتغير (X) غير المستقل dependent فابسط أنواع العلاقة بين هذين المتغيرات قد عبر عنها وكما جاء مسبقا ، حيث ان $A+B = X$ أي إن .

$$S^2X = S^2A + S^2B$$

ولقياس مدى توجيه تباين (X) لكل عامل نجد أن:

$S^2A/S^2X = dX.A$ وان $S^2B / S^2X = d\ X.B$ اى إن : $d\ X.A + D\ X.B=1$.

وحيث إن كل من المتغيرين A and B مستقلين في تأثيرهما نجد إن تباين المتغير A مساويا للجزء من التباين فـ (x) والناتج عن تأثير A وهذه مساوية لتباين (X) عندما يبقى المتغير B ثابتا أي أن $S^2X = BS^2X = S^2A$. وبذلك نجد إن معامل المرور من A إلى X يمكن توضيحها بالمعادلات التالية :

$$PX.A= SX.A/SX =SA/AX$$

وقد سبق إن أوضحنا انه في حالة وجود متغيرين مستقلين ان:

$$rXA = SA^2/SA\ \ SX = SA/SX$$

وتبعا لذلك نجد ان : $(dX.A\ )^{1/2}\ ) = PX.A = rXA =SA/SX$. وهذه المعادلة تنطبق على العديد من المسببات طالما أنها مستقلة بعضها عن بعض .وقد سبق توضيح هذه الحالة.

٢ - سلاسل من المسببات المستقلة Chains of independent causes .

في نظام Chain system من السبب والأثر نجد إن :

$$X =A+B$$

$$A = C+D$$

حيث ان كل من العاملين A and B مستقلين وبالمثل العاملين C and D . وفى هذه الحالة تمثل ثلاثة من المتغيرات المستقلة وهى B,D and C واثر كل منهم على(X). وفى هذه الحالة نجد أن

$dX.A= S^2A/SX$ ، $dA.C = S^2C/ S^2A$ ، $dX.C = S^2C/S^2X$ اى ان :

$(d X.C= dX.A .d AC)$ ، $(PX.C = PX.A . PA.C)$ ، $(PX.D = PX.A . PA.D)$.

ففي سلسلة من المسببات (من C إلى A ، ومن A إلى X) نجد أن درجة التوجيه degree of determination للعامل X بالسبب C هو حاصل ضرب مكونات درجات التوجيه وان معامل المرور من C إلى X هو أيضا حاصل ضرب معامل المرور من C إلى A ، ومن A إلى X. وهذه العلاقة يمكن تطبيقها في سلسلة طويلة من عدد كثير من العوامل المستقلة.

٣ – مسببات مستقلة مشتركة Common Independent Causes

وفى هذه الحالة يفترض وجود خمسة مسببات مستقلة هي مثلا E,D,C,B,A وتعتمد حسابات هذه الحالة على تقديرات معاملات التلازم البسيط والمتعدد Simple and Multi –correlation coefficients. ولاستخدم هذه الحالة غالبا في المجال النباتي .

٤ – المسببات المتلازمة Correlated causes

وفى هذه الحالة يفترض وجود كل من المسببات المستقلة E,D,C مثلا وبكن المسبب C هو مسبب مشترك لكل من A and B والذي يسبب في وجود تلازم بينهما إلى درجة ما . وهناك حالات معقدة أخرى تشتمل على سبعة مسببات مشتركة متلازمة بجانب Xand Y. عموما ، مثل هذه الحالات تحتاج لأجرئها عمليات حسابية كثيرة.

وقد وضح طنطاوي ، عبد العظيم)١٩٦٨ – الإحصاء البيولوجى ، هذه الحالات بالتفصيل.

الفصل السابع عشر
نظم الأقلمة والثبات

Stability Models

١٧-١ مقدمة

التأقلم أو الثبات يعتبر من أهم الصفات المرغوب تواجدها في أي تركيب وراثي له القدرة علي الانتشار تحت مدي واسع من البيئات المتباينة . وهناك عدة طرق إحصائية معروفة الآن لتقدير الثبات أو التأقلم المظهري Phenotypic stability . ومن الوسائل المهمة لقياس مدي الثبات نفسه هو الاختبارات المكانية المتعددة the multi-location trials وذلك لعدة سنوات متتالية وتجارب مواعيد الزراعة ومسافات الزراعة والتسميد والري تعتبر وسائل أخري مهمة تمدنا بمعلومات عن مدي ثبات وأقلمة الأصناف أو المواد الوراثية تحت مدي واسع وتباين من الظروف البيئية . أن طريقة تحليل التباين للتجارب المنفذة في عدة بيئات مختلفة كل علي حدة ثم تجميع هذه التجارب معا لإيجاد تداخل التراكيب الوراثية (الأصناف) مع البيئات الزراعية من أهم طرق قياس الثبات لهذه الأصناف تحت هذا ألمدي الواسع من الاختلافات البيئية . فإذا كان التداخل أو التداخل أو التفاعل ما بين التراكيب الوراثية (الأصناف) والبيئة معنويا فأنه يمكن قياس ثبات أو تأقلم التراكيب الوراثية وبالتالي عمل ترتيب أو تصنيف لمثل هذه التراكيب علي حسب درجة ثباتها وأقلمتها .

١٧-٢ - تحليل التداخل أو التفاعل البيئي الوراثي :

سوف نعرض هنا مثالا تحليلا لعشرة أصناف من الشعير اختبرت في خمسه مناطق زراعية متباينة ونفذت التجربة في ثلاثة مكررات بنظام القطاعات الكاملة العشوائية ويعرض جدول (١٧-١) بيانات خاصة لصفة عدد السنابل علي أساس أن البيانات أخذت لخمسة نباتات في كل مكرر لهذه الصفة . والطريقة المعتادة هي إجراء تحليل التباين لإيجاد قيم مجموع المربعات ومتوسط مجموع المربعات وهذا موضح في جدول (١٧-٢)

جدول (١٧-١) بيانات عدد السنابل / نبات على أساس المكررات .

L-Iv			L- III			L- II			L-1			
RIII	RII	RI	RIII	RII	RI	RIII	RII	RI	RIII	RII	RI	Varieties
23.7	25.4	31.2	22.6	26.4	21.8	30.2	39.4	22.6	51.7	41.3	36.4	1
23.9	29.7	20.2	17.7	27.7	27.1	29.5	28.2	42.6	37.1	38.9	10.0	2
32.2	26.3	28.0	35.6	36.8	28.6	32.9	45.8	52.8	25.5	30.9	32.4	3
34.7	33.7	21.3	32.8	21.5	25.5	29.5	28.6	20.3	47.4	40.1	33.5	4
30.6	29.8	36.9	25.8	29.6	28.5	47.6	35.4	38.3	39.5	43.6	41.3	5
28.3	27.3	41.2	28.8	31.5	24.5	40.3	36.5	39.4	36.1	36.3	27.9	6
27.2	25.9	27.9	28	25.8	27.1	30.8	37.4	36.5	40.6	43	38.5	7
23.9	25.3	20.6	24.8	17.3	25.4	30.1	21	31.7	28.6	29	38.6	8
23.8	30.2	20.9	26.7	24.3	22.4	34.5	25.4	22.8	32.8	34.4	41.6	9
15	17.8	20.8	29.8	24.3	32.4	35.8	28.3	33.2	33	35.1	22.6	10

تابع الجدول السابق

Varieties	R-1	R-II	R-III
1	24.1	34.3	36.5
2	28.2	30.2	30.1
3	20.3	25.6	35.1
4	32.2	28.1	28.2
5	18.5	29.2	34.5
6	28.1	40.1	42.1
7	22.0	28.2	38.7
8	30.7	27.7	15.1
9	32.4	37.0	25.4
10	26.1	32.4	38.7

جدول ١٧-٢ تحليل التباين لكل منطقة علي حده .

Locations S.O.V	L-1		L-II		L-III		L-IV		L-V	
	S.S	M.S	S.S	M.S	S.S	M.S	S.S	M.S	S.S	M.S
Replications	26.58	13.29	14.46	7.23	5.30	2.65	3.46	1.73	214.30	107.15
Varieties	659.51	73.28	951.64	105.74	291.48	32.39	527.68	58.63	310.93	34.55
Error	481.58	26.75	795.09	44.17	296.48	16.46	329.49	23.86	670.91	37.27
Total	1167.67		1761.19		593.00		960.63		1196.91	

"F" Test : $F(\text{Varieties}) = \dfrac{M.S(varieties)}{M.S(error)}$, $F(\text{Replication}) = \dfrac{M.S(replications)}{M.S(error)}$

ومن جدول (١٧ – ١) السابق يمكن حساب متوسطات الأصناف علي أساس جميع المكررات لكل منطقة وكمثال علي ذلك، ففي حالة الصنف الأول، متوسطة في البيئة رقم (١) هو

$= (36.4 + 41.3 + 51.7)/3 = 43.13$

ب- بالمثل في منطقة رقم (٢) ، (٣) وهكذا المتوسط يمكن حسابه . وهذه القيم موضحة في جـــدول (١٧ – ٣) هذه البيانات المتحصل عليها يمكن أن تحلل وذلك بتقسيم التباين الكلي والراجع إلي المناطق علي أساس الأصناف وإلي الأصناف علي أساس المناطق وإلي الراجع إلي تفاعل الأصناف مع المنطقة كما في جدول (١٧ -٤) .

جدول (١٧-٣) متوسطات البيانات علي أساس متوسط المكررات

Varieties	L-1	LII	LIII	LIV	L-V	Total	
1	43.13	30.73	23.40	26.77	31.70	155.73	467.19
2	38.67	33.43	24.17	24.60	29.50	150.37	451.11
3	29.60	43.83	33.67	28.83	27.00	162.93	488.79
4	40.33	26.13	26.50	29.90	29.50	152.46	457.38
5	41.47	40.43	27.97	32.43	27.40	169.70	509.10
6	33.43	38.73	28.27	32.27	36.78	169.48	508.44
7	40.70	34.90	26.97	27.00	29.63	159.20	477.60
8	32.27	27.60	22.50	23.27	24.50	130.14	390.42
9	36.27	27.57	24.47	24.97	31.60	144.88	434.64
10	30.23	32.43	28.83	17.87	32.40	141.76	425.28

جدول (١٧-٤) تحليل التباين لمتوسطات البيانات

Source	d.f	S.S	M.S
Varieties	9	282.5232.	31.3915
Locations	4	750.9464.	187.7366
V x L	36	631.2142	17.5337
Total	49	1664.6838	

اختبار المعنوية :- هنا يمكن القول بأن متوسطات مجموع المربعات الراجعة إلي الأصناف والمناطق يمكن أن تختبر إلي متوسط مجموع المربعات الراجعة إلي الأصناف × المنطقة ، وتختبر متوسط مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلي تفاعل الأصناف × المنطقة إلى متوسط مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلي الخطأ المشترك pooled error . ويمكن الحصول علي الخطأ المشترك عن طريقين.

(أ) يمكن الحصول علي متوسط مجموع مربعات الانحرافات الراجعة للخطأ علي أساس بيانات جدول (١٧ – ٢) كما يلي :

$$\frac{(n1-1)(M.S.erroeL1)+.............(n1-1)(M.S.errorL1)}{(n1-1)+(n2-1)+..........+(nl-1)}\;....................(1)$$

حيث أن (n1-1) هي درجات حرية المنطقة الأولي – 1 ، (n1-1) هي درجات حرية المنطقة (L)

– M.S error L1 ١ = متوسط مجموع مربعات الخطأ للمنطقة الأولي

وبوضع القيم المطلوبة للمعادلة (١) نحصل علي قيمة متوسط مجموع مربعات الخطأ المشترك

$$\text{Pooled error} = \frac{18(26.754)+18(44.172)+18.(457)+18(23.86)+18(37.72)}{18+18+18+18+18}$$

$$= \frac{2673.296}{90} = 29.703$$

ونلاحظ أن عمل تحليل التباين المشترك يحتاج إلي عمل اختبار تجانس التباين homogeneity test

(ب) **الطريقة الثانية** عن طريق مجموع مربعات الراجعة إلي الأصناف والمناطق وتفاعلهما والمجموع الكلي لمجموع مربعات الانحرافات والمحسوبة من جدول (١) ، فإذا أخذنا في الاعتبار قيم المكررات كثلاثة مشاهدات أو ملاحظات observation مجموع المربعات الراجعة إلي الخطأ يمكن الحصول عليها بطرح مجموع المربعات الراجعة إلي تفاعل الأصناف × المناطق من المجموع الكلي للمربعات وكمثال علي ذلك نقول أن

SST = (36.4)2 + (40.0)2 + ………….. + (25.4)2 + (38.7)2 – CF

= 149607.01 – 141674.52 = 7932.49

مع معامل تصحيح

$$C.F = (4609.9)^2/150 = 141677.59$$

حيث أن 4609.9 هي المجموع الكلي للعدد الكلي من المشاهدات أو القراءات الخاصة بهذه التجربة وهي ١٥٠ قراءة (٥ قراءات × ١٠ أصناف × ٣ مكررات) وبالمثل نقول أن :

$$S.S.L = \frac{(1098.3)^2+(1007.4)^2+\ldots\ldots\ldots\ldots+(900.0)^2}{30} - c.f = \frac{2252.8426}{2253.866}$$

$$S.S.V = \frac{(467.2)^2+(451.1)^2+\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots+(425.3)^2}{15} - c.f = 486.266$$

$$S.SvxL = \frac{(129.4)^2 + (116.0)^2 + ...(97.2)^2}{3} - c\,f - A - B + c.f = 1894.95$$

حيث أن A قيمة SSL بدون طرح معامل التصحيح (الخام Crude)

B قيمة SSv (الخام Crude)

SSvxL = 1894.965

أي أن

SS error = SST – Crude SSvxL

= 7939.49 – 4995.097 = 2937.3933

والآن فإن

$$M.S\ (error\ ) = \frac{2937.393}{d.f(error)} = \frac{2937.393}{100}$$

d.f (error) = 10 x 5 X (3-1) = 100

يمكن أن نلاحظ من خلال جدول ١٧-٤ أن تحليل التباين المشترك قد أجري علي أساس متوسطات القطع التجريبية plot means حيث أن كل قيمة عبارة عن متوسط ثلاثة قراءات أو ملاحظات أو مشاهدات observation واحدة من كل مكرره . كذلك فأن الخطأ المشترك pooled error والمستخدم في اختبار المعنوية الخاصة بالتفاعل يحتاج إلي قسمته علي ثلاثة أي عدد المكررات وعليه فإن :

$$M.S\ pooled\ error = \frac{29.37}{3} = 9.79$$

وكما أوضحنا مسبقا أنه في حالة ما إذا كان التباين الراجع للتفاعل ما بين الأصناف X المناطق معنويا فهذا يعني أنه يمكن تكملة التحليل لإيجاد ثوابت الثبات أو التأقلم The stability parameters .

١٧-٣ نظام ابرهارت وراسل

Eberhart and Russell's model

دعنا نفترض أن هناك مجموعة من الأصناف ولتكن (t) وهذه اختبرت في عدة بيئات ولتكن (S) فإذا كانت yij هي متوسط القراءة المدونة علي الصنف (ith) وفي البيئة (jth) . وقد استخدم كل من

Eberhart ، Russell عام ١٩٦٦ الموديل أو النظام التالي لدراسة الثبات أو التأقلم لهذه الأصناف والمختبرة تحت ظروف بيئة متعددة .

$$yij = m + Bi\, Lj + Sij \qquad (I = 1, 2, \ldots\ldots t \text{ and } j = 1, 2 \ldots\ldots\ldots, S)$$

حيث أن

yij هي متوسط الصنف (ith) في البيئة (ith)

M هي المتوسط العام للأصناف في كل البيئات

Bi هي معامل ارتداد الصنف (ith) علي الدليل البيئي Environmental Index والذي يقيس مدي استجابة هذا الصنف للبيئات المتباينة .

Li هي الدليل البيئي the environmental Index الذي يمكن القول بأنه مقدار الانحراف المتوسط لكل الأصناف في منطقة معينة عن المتوسط العام وهو يساوي

$$\frac{\sum_i yij}{t} - \frac{\sum_i \sum_j yij}{ts}$$

حيث أن $\sum_j Lj = o$

كذلك فأن

Sij هي مقدار الانحراف عن خط الارتداد للصنف (ith) في البيئة (jth)

١٧-٣-١ ثوابت التأقلم أو الثبات Stability parameters

يمكن تقدير أثنين الثوابت التالية وهي :-

١. **معامل الارتداد :-** وهذا يقيس ارتداد أي صنف مختبر في عدة بيئات متباينة علي متوسطات جميع التراكيب الوراثية والمختبرة في هذه البيئات المتباينة وهذا يقدر كما يلي :-

$$bi = \sum_j yijL / \sum L2j$$

حيث أن $\sum_j yijLi$ هي مجموع حاصل الضرب ، $\sum_j L2j$ هي مجموع المربعات

(ب) مجموع مربعات الانحرافات (Sd^2) عن خط الارتداد :

وهذا يساوي القيمة التالية:-

$$Sd^2 = \sum_j S^2ij / (S-2) - S^2e/r$$

حيث أن قيمة($\sum_j$ Sij) تساوي الآتي :-

$$\sum_j Sij2 = [\sum_i y^2ij - y^2i./t] - (\sum_j yij^2 Lj)^2 / \sum_j L^2j$$

قيمة S^2e هي قيمة الخطأ المشترك Pooled error

وخطوات الحساب المطلوب إجرائها هي كما يلي :-

٢- حساب الدليل البيئي (Lj) :

Compilation of environmental index (Lj)

فنحن نعلم أن Li يمكن تحديدها كما يلي :

$$Lj = \frac{\sum_i yij}{t} - \frac{\sum_i \sum_j yij}{ts}$$

$$= \frac{\text{Total of all the varieties at jth loc .}}{\text{Number of varieties}} - \frac{\text{Grand Total}}{\text{Total no of observation}}$$

وبناءا علي المعادلة السابقة يمكن حساب الدليل البيئي لكل منطقة علي النحو التالي فمثلا للمنطقة الأولي يكون دليلها البيئي كما يلي :-

$$L1 = \frac{43.13 + 38.67 + ...+3083}{10} - \frac{1536.65}{10x5}$$

$$= 36.610 - 30.733 = 5.877$$

وبالمثل لبقية المناطق الأخرى

L2 = 2.845 , L3 = -4.048 , L4 = -3.942 , L5 = - 0.732

لاحظ أنه ولإجراء تأكيد لصحة الحسابات أن

$$\sum_j Lj = 5.877 + 2.845 - 4.048 - 3.942 - 0.732 = o$$

٢- حساب معامل الارتداد (bi) لكل صنف :

Computation of regression coefficient (bi) for each variety :

ومن المعلوم أن معامل الارتداد يساوي

$(bi) = \sum_j yijLi / \sum_j L2j$

(أ) نلاحظ أن القيمة $\sum_j L2j$ ستكون مشتركة في حساب الارتداد وعليه فهي ثابتة وتساوي :

$\sum_j L2j = (5.877)^2 + (2.845)^2 + (-4.048)^2 + (-3.942)^2 + (0.732)^2 = 75.0946$

(v) وعلي الجانب الآخر القيمة $\sum_j yijLj$ لكل صنف هي عبارة عن ناتج حاصل ضرب الدليل البيئي (Lj) مع المتوسط المقابل والخاص بهذا الصنف في كل منطقة (x) هذه القيم يمكن الحصول عليها علي النحو التالي :

$[X] [Lj] = [\sum_j yij Li] = [S]$

حيث أن [x] هي مصفوفة (ماتركس) المتوسطات

[Lj] هي عمود الدليل البيئي

[S] هي مجموع حاصل الضرب أي $\sum_j yijLj$.

ويمكن كتابة ذلك عن طريق المصفوفات التالية :

L1	L2	L3	L4	L5	[Lj]	[S]
43.13	30.73	23.40	26.77	31.70		117.4469
38.67	33.43	24.17	24.60	29.50		105.9646
29.60	43.83	33.67	28.83	27.00		28.9475
40.33	26.13	26.60	29.90	29.50	5.877	64.2227
41.47	40.43	27.97	32.43	27.40	2.845	97.6261
33.43	38.73	28.27	32.27	36.78	-4.048 =	38.0867
40.70	34.90	26.97	27.00	29.63	-3.942	101.1867
32.27	27.60	22.50	23.27	24.60	-0.732	67.4285
36.37	27.57	24.47	24.97	31.60		70.9779
30.23	32.43	28.83	17.87	32.40		59.0609

ونلاحظ أن القيمة ١١٧،٤٤٦٩ وهي أول قيمة في أعلا علي اليمين هي القيمة $\sum_j yij\ Lj$ والخاصة بالصنف الأول وهذه يمكن الحصول عليها مع بقية القيم الأخرى للأصناف الأخرى كما يلي :-

117.4469 = (43.13)(5.877) + (30.73) (2.845) + (23.40) (-4.048)+ (26.77) (-3.942) + (31.70) (-0.732)

وبالمثل

1059646 = (38.67) (5.877) + (33.43) (2.845) + (24.17) (-4.048) + (24.60) (-3.942) + (29.50) (-0.732)

(جـ) والآن قيمة (bi) لكل صنف يمكن حسابها وذلك بقسمة $\sum_j yij\ Lj \sum /L^2j$

$b1 = \sum_j yij\ Lj / \sum_j L2j = 117.4469/75.0946 = 1.5640$

ويمكن حساب بقية قيم (bi)

b2 = 1.4111	b6 = 0.5072	b10 = 0.7865
b3 = 0.3855	b7 = 1.3475	
b4 = 0.8552	b8 = 0.8979	
b5 = 1.3000	b9 = 0.9452	

ويجب أن نلاحظ أن $\sum bi = 10$

$\sum bi$= 1.5640 + 1.4111 + 0.3855 + 0.8552 + 1.3000 + 0.5072 + 1.3475 + 0.8979 + 0.9452 = 10.0001

٣- حساب S^2D : في تحليل الارتداد من الممكن تجزئة تباين المتغير (Y) إلي جزئيين جزء راجع إلي الارتداد نفسه Variance due to derivations from linearity ويمكن التعبير عن ذلك علي النحو التالي $S^2y = S^2$ regression + S^2 derivation from the regression

وعن طريق طرح S^2reg من S^2y يمكن الحصول علي التباين الراجع إلي الانحرافات عن خط الارتداد والتي سوف تستخدم إيجاد قيمة S^2d . ولإجراء هذه الحسابات يتطلب الأمر حساب S^2reg , S^2y ولحساب S^2y يتبع الأتي :

$S^2yi = \sum_j y2ij - (y2i / t)$

حيث أن yij ، .yi هي القيم الواردة في جدول (١٧-٣) السابق وفي حالتنا هذه وللصنف الأول فأن :-

$\sum_j$ y2 1j = $(43.13)^2 + (30.73)^2 + (23.40)^2 + (26.77)^2 + (31.70)^2 = 5073.61$

y1. = 43.13 + 30.73 + 23.40 + 26.77 + 31.70 = 55.73

وأن :-

$S^2y1 = 5073.6127 - 4850.3660 = 223.2455$

وبالمثل يمكن حساب بقية القيم الأخرى والتي سنوردها في جدول (١٧-٥) التالي

جدول (١٧-٥) الانحرافات عن الارتداد

Varieties	S^2yi	bi	$\sum_j$ yij Lj	Bi $\sum_j$ yij Lj	$\sum_j$ S^22ij= S2yi - bi $\sum_j$ yij Lj
1	223.246	1.5640	117.4469	183.6870	39.5585
2	150.305	1.4111	150.9646	149.5266	0.7787
3	181.829	0.3855	28.9475	11.1593	1706705
4	132.296	0.8552	64.3227	54.9233	77.3722
5	179.154	1.3000	97.6261	126.9139	52.5997
6	66.198	0.5072	38.0867	19.3176	46.8803
7	139.889	1.3575	101.1867	136.3491	3.5407
8	63.822	0.8979	67.4285	60.5441	3.2778
9	98.417	0.9452	70.9779	67.0883	31.3284
10	146.644	0.7865	57.6609	46.4514	100.1927
Pooled	1382.1601	10.0001	794.0495	855.9606	526.1995

والآن التباين الراجع إلي الانحرافات عن خط الارتداد ($\sum_j S^2ij$) لكل صنف يصبح كما يلي :

$$\sum_j S^2ij = \sum_j y^2ij - \frac{y^2i}{t} - \frac{(\sum_j yijLj)^2}{\sum_j L^2 j}$$

حيث أن

$(\sum_j yijLj)^2 / (\sum_j Yij\ Lj)^2$ عبارة عن التباين الراجع إلي الارتداد بسبب أن

$$\frac{(\sum_j yijLi)^2}{\sum_j Li^2} = \frac{(\sum_j yijLj)(\sum yijLi)}{\sum_j L^2 j} = bi\sum_j yijLj$$

حيث أن قيم bi أمكن حسابها من الخطوة الثانية في (جـ) وقيم $\sum_j yijLj$ أمكن أيضا حسابها من الخطوة الثانية في (ب)

والآن قيم S^2ij يمكن حسابها كما ورد في جدول (١٧-٥) ونلاحظ وللتأكد من صحة الحسابات أن صحة الحسابات أن الانحراف المشترك pooled deviation يساوي

$$= \sum_i S^2yi - (bi \sum_j yij Lj) = \sum_i (\sum_j S^2ij)$$

ومن قيم S^2ij $\sum_i$ الواردة في جدول (١٧-٥) يمكن حساب ثابت التأقلم the stability parameter (S^2d1) لكل صنف علي حساب الخطوات التالية :-

$$S^2dj = [\sum_j S^2ij / (S-2)]-(S^2e /r)$$

$$S^2d1 = [39.5585 / (5-2)] - (29.37)/3 = 3.3995$$

وهكذا لبقية القيم

$S^2d2 = -9.5414$, $S^2d3 = 47.1001$, $S^2d4 = 16.0007$

$S^2d5 = 7.7432$, $S^2d6 = 5.8368$, $S^2d7 = - 8.6098$

$S^2d8 = -5.6794$, $S^2d9 = 0.6528$, $S^2d10 = 23.6076$

١٧-٣-٢ : تحليل التباين : Analysis of variance

سبق لنا إجراء تحليل التباين حيث أمكن تقسيم المجموع الكلي لمربعات الانحراف إلي مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلي الأصناف والمناطق والتداخل فيما بينهما والآن يمكن تقسيم مجموع مربعات الانحرافات الكلية إلي ثلاثة أجزاء رئيسية وهي (أ) مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلي الأصناف (ب) مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلي البيـــئة + (الأصناف × المناطق) ، (جـ) الخطأ المشترك . بالإضافة إلي ذلك يمكن تقسيم أو تجزئة مجموع مربعات الانحرافات الراجعة للتداخل ما بين الأصناف × البيئة إلي جزئيين وهما (أ) مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلي الصنف × المنطقة (الخطي linear) وهذا هو الجزء الراجع إلي الارتداد ، (ب) مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلي الانحرافات عن خط الارتداد نفسه (أي الراجعة إلي الانحرافات المشتركة

بالإضافة إلي أنه يمكن تجزئة هذا الجزء الأخير إلي عدة مكونات عددها pooled deviation بمقدار عدد الأصناف ولكل منها بدرجة حرية (S-2).

جدول (١٧-٦) تحليل التباين

Source	d.f	S.S	M.S	
Total	St-1 = 49	1664.68		
Varieties	t-1 = 9	282.52	31.39	MS1
Env. + (varieties x Env.)	t (s-1) = 40	1382.16		
Environment (linear)	1	750.95		
Variety x Envi. (linear)	(t – 1) = 9	105.02	11.67	MS2
Pooled deviation	t (s-2) = 30	526.19	17.54	M3
Varsity 1	(S-2) = 3	39.56		
" 2	(S-2) = 3	0.78		
" 3	" = 3	170.67		
" 4	" = 3	77.37		
" 5	" = 3	59.59		
" 6	" = 3	46.88		
" 7	" = 3	3.54		
" 8	" = 3	3.38		
" 9	" = 3	31.33		
" 10	" = 3	100.19		
Pooled error St (r-1)	100	97.19	9.72	

وفي الجدول السابق يمكن الحصول علي القيم الواردة فيه كما يلي :

S.S due to location + (variety x location) = $\sum \sum y^2ij - (\sum y^2i. /S)$

$= (43.13)^2 + (38.69)^2 + \ldots\ldots\ldots\ldots + (32.40)^2 - [(153.15)^2 + \ldots\ldots\ldots +$
$(141.76)^2] / 10 = 1382.1606$

وأن :

S.S (L + VxL) = S.SL + S.S VxL = 750.94 + 631.21 = 1382.16

حيث أن :

$S.SL = (1/t) (\sum y.j\ Lj)^2 / \sum L2j$

القيم y.j يمكن الحصول عليها من جدول (١٧ -٣) والقيم Lj أمكن التحصيل عليها من خطوات سابقة كما أوضحنا .

بوضع واستخدام القيم المناسبة نحصل على الأتي :

S.S.L (linear) = 1/10 [(366.10)(5.877)+(335.78)(2.845)+ ......+ (300.01)(-0.732)] / (75.0946) = 750.9464

ونلاحظ أن :

$$S.S.L = S \times \sum_{j} Lj^2 = 10 \times 75.0946 = 750.946$$

$$S.S.vxL\ (linear) = \sum_{i} [(\sum_{j} yijLj)^2 / \sum_{j} L^2j] - S.S.L\ (linear)$$

حيث أن :-

$$(\sum_{j} yij\ Lj)^2/(\sum_{j} Li^2) = bi \sum_{j} yij\ Lj$$

وذلك لكل صنف كما أوردناه وأوضحناه في جدول (١٧ - ٥) ويمكن الحصول عليه أيضا كما يلي :-

S.SvxL (Linear) = 855.9606 – 750.9464 = 105.0146

أما مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلى الانحراف المشترك pooled deviation فهي تحسب من مجموع مربعات الانحرافات الراجعة للانحراف بالنسبة للأصناف والمحسوبة في جدول (١٧-٥) السابق وذلك بدرجات حرية (S-2) لكل صنف وهى تساوي 526.1995 .

اختبار المعنوية :

(أ) لاختبار معنوية الاختلافات ما بين متوسطات الأصناف أي أن :

Ho = M1 = M2 = M3 = ... Mn

فأن قيمة (ن) المناسبة هي

F = MS1 / MS3

(ب) لاختبار هلي الأصناف لا تختلف في ارتداداتها عن الدليل البيني

For their regressing on the environmental index

أي أن

Ho = b1 = b2 .... = bn

F = MS2/MS3

(جـ) الانحراف الفردي individual deviation عن خط الارتداد تختبر كما يلي :

$$F = [(\sum_j S^2ij)/(S-2)]/\text{pooled error}$$

١٧-٣-٣ الأصناف التي لها قدرة تأقلمية :-

أي صنف له قيمة معامل ارتداد تساوي الوحدة (b=1) وانحراف deviation لا يختلف معنويا عن الصفر ($Sd^2 = o$) ، هذا الصنف يمكن القول بأنه ذو قدرة تأقلمية مع ظروف مختلفة من البيئة .

المتوسط والخطأ القياسي "b"

$$S.E(b) = \sqrt{\frac{M.S due.to.pooled.deviartion}{\sum_j L^2 j}}$$

$$= \sqrt{\frac{17.5400}{75.0946}} = 0.4855$$

متوسط العشيرة : لقياس M العشيرة والخطأ القياسي لها يمكن إيجادها كما يلي :

$$\text{Population Mean (M)} = \frac{Grand.total}{n:ofobservation}$$

$$= \sqrt{\frac{4609.9}{150}} = 30.73$$

$$S.E\ (Mean) = \sqrt{\frac{M.S.due.to.pooled.deuration}{no.of.eu\,var\,iation.ment - 1}}$$

$$= \sqrt{\frac{17.54}{5-1}} = 2.094$$

١٧-٤ : طريقة بركينز وجينكيز Perkins and Jinks

من منطلق أن قياس أو تقدير تداخل التركيب الوراثي × البيئة مهما في تقدير مدي أقلمة هذه التراكيب الوراثية تحت الدراسة . أقترح كل من Perkins وكذلك Jinks ١٩٦٨ إيجاد ارتداد تداخل التراكيب الوراثي × البيئة علي دليل البيئة نفسه وليس إيجاد ارتداد متوسط الفرد نفسه (yij) علي دليل البيئة كما أقترح ذلك من قبل كل من Eberhart , Russell . ولتحديد مفهوم متوسط الفرد yij للصنف ith في المنطقة ith نقول أن علي حسب هذه الطريقة

$$yij = m + di + ei + gij + eij\ .....\ (١)$$

حيث أن :

m هي المتوسط العام

di هي التأثير الوراثي المضيف أو الإضافي

ej هى التأثير البيني المضيف

gij هي تأثير تفاعل أو تداخل التركيب الوراثى × البيئة

eij هي الخطأ المشترك مع كل قرار د أو مشاهده تؤخذ علي كل فرد

ويمكن تحديد هذه التأثيرات كما يلى :-

$$m = y.. / st$$

$$di = (yi. / S) - m$$

$$ej = (y.j / t) - m$$

$$gij = yij - m - di - ej$$

بالإضافة إلي أن :

$$gij = Bjej + sij$$

وبوضع القيم الخاصة بـــ gij في الموديل السابق (المعادلة رقم ١) فإن

$$yij = m + di + ej + Bj\ ej + Sij + eij$$

$$= m + di (1 + Bj\ ej) Sij + eij$$

١ - تقدير أو حساب ثوابت التأقلم : Stability parameters

كما فى الطريقة السابقة ، الثوابت الخاصة بالتأقلم هنا هي معامل الارتداد والانحراف عن خط الارتداد . وعند المقارنة ما بين هذا الموديل والموديل السابق نقول أن معامل الارتداد في هذا الموديل يحسب علي أساس ارتداد قيمة تفاعل التركيب الوراثى × البيئة على الدليل البيئى كذلك فقيمة معامل الارتداد هناك تساوي قيمة معامل الارتداد هنا مضافا إليها واحد ، وبعبارة أخري يمكن القول إلي معامل الارتداد في هذه الطريقة والتي نحدد بصددها الآن يساوي قيمة معامل ارتداد ابرهارت وارسل منقوصا منه واحد وكما يلي :

$$Bi = 1 + Bi$$

$$Or \quad Bi = bi - 1$$

وإذا أخذنا في الاعتبار بيانات جدول (١٧ - ٥) السابق نحصل على القيم التالية :

B1 = 1.5640 – 1.0000 = 0.5640

وبالمثل فأن:

B2 = 0.4111 , B3 = -0.6145 , B4 = -0.1448

B5 = 0.3000 , B6 = -0.4928 , B7 = 0.3475

B8 = -0.1021 , B9= -0.0548 , B10= -0.2135

وللتأكد من صحة البيانات فأن مجموع هذه القيم يساوي صفرا

أما بخصوص S^2di فهي لا تختلف عن طريقة ابرهارت وأرسل أيضا

تحليل التباين : Analysis of variance

التباين الكلي يمكن أن يقسم إلي عدة مصادر كما في جدول (١٧-٧)

جدول ١٧-٧ تحليل التباين بطريقة بركيتر وجنكيز

Source	d.f	S.S	M.S
Lines (difference between genotypes)	(t – 1) = 9	282.52	31.39
Environment (joint regression)	(S-1) = 4	750.95	187.74
Lines x Environment	(t-1)(S-1) = 36	631.21	
Heterogeneity between regression	(t-1) = 9	105.01	11.67
Remainder	(t-1) (r-1) = 27	526.19	19.49
Error	St (r-1) = 100	97.91	9.79

وإذا أخذنا القيم التي وردت في جدول (١٧-٣) في الاعتبار فأن :

S.S lines = $(\sum y^2i./S) - (y^2../St)$

S.S lines = (237541.9383/5) – (2361293.225/50)

S.S due to environment (S.S due to joint regression ,

$= (\sum y^2.j /t)-(y^2../st) = 750.9464$

ونلاحظ أن هذه القيمة هي نفسها القيمة الواردة في طريقة ابرهارت راسل بخصوص S.S due to environ (linear) (راجع جدول ١٧-٦)

والآن ، المجموع الكلي لمربعات الانحرافات الراجعة إلي تفاعل التركيب الوراثي × البيئة يمكن حسابه كما ورد في جدول (١٧-٤) باستخدام المعادلة التالية :

$$S.S\ V \times E = \sum_i \sum_j y^2ij - (1/s)(\sum_i y^2i.) - (1/t)(\sum_j y^2.j) + (1/st)(y^2..)$$

$$= 48890.5483 - 47408.3877 - 47976.8109 + 47225.8645 = 631.2148$$

في تحليل بركينز وجينكيز، هذا الجزء وهو مجموع مربعات انحرافات التداخل يمكن أن يجزئ إلي قسمين :

(أ) مجموع مربعات الراجعة إلي عدم التجانس Heterogeneity ما بين الارتداد و هي تماثل عند ابرهارت وراسل مجموع مربعات (S.Sv x E (linear

(ب) مجموع مربعات الانحرافات المستبقية Remainder وهي تساوي مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلي الانحراف المشترك pooled error عند كل من ابرهارت وراسل

$$S.S\ \text{due to heterogeneity} = \frac{\sum_i [\sum_j yij[(y.j/t)-(y../St)]^2]}{\sum_j L2j} - S.S.E$$

$$= \frac{(117.4469)^2 + (105.9646)^2 + \dots\dots\dots + (59.6609)^2}{75.0946}$$

(انظر في جدول ٦ (S.Sv x E (linear

Remainder S.S = S.S .V x E – S.S due to heterogeneity

= 631.2142 – 10.0146 = 526.1995

(انظر جدول ٦- الانحراف المشترك pooled deviation)

١٧-٥ طريقة فريمان وبركينز : Freeman and Perkins

في الطريقتين السابقتين ، متوسط الفرد في بيئة ما (yij) ينحدر علي او يرتد علي الدليل البيئي والمحدد بالقيمة $(\sum_i yij/t) - (\sum_i \sum_j /st)$ وكما هو واضح فأن كل من هذين المتغيرين يكونا غير مستقلين independent . وهذا ما يعودنا إلي موضوع فريمان وبركنيز عام (١٩٧١) حيث اقترحا تقديرا غير مستقل للدليل البيئي وذلك عن طريقتين :

(أ) تقسيم المكررات إلي مجموعتين ، حيث تستخدم مجموعةً منها لتقدير متوسط سلوك الأصناف في مختلف البيئات ومجموعة أخري لتقدير متوسط كل الأصناف وتستخدم لتقدير الدليل البيئي .

(ب) استخدام صنف واحد أو أكثر كأصناف اختباريه وفرض الدليل البيئي علي أساس سلوكها العام .

أن مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلي البيئة (الخطية) (environment (Linear والتي وردت في جدول تحليل ابرهارت وراسل ذات درجات حرية تساوي واحد ومجموع مربعات الانحرافات المساوية لها في جدول تحـــــليل بركنيز وجينكيز وهي S.S due to environment (Joint regression) أي مجمــــــوع مربعات الانحرافات الراجعة إلي البيئة (الارتداد المرتبط) بدرجات حرية (S-1) .

وقيمة الفرد yijk تعني الفرد ith والمختبر في المكررة kth وفي البيئة jth كما اقترحها كل من بركنيز وجنكيز هي كما يلي :

$$Yijk = m + di + ej + gij + eijk$$

حيث أن :

m هي المتوسط العام ، di التأثير الوراثي المضيف للفرد (i)

ej = التأثير البيئي المضيف

gij = تأثير التداخل ما بين التركيب الوراثي × البيئي

eijk = الخطأ المشترك مع كل قراءه (k)

ويمكن التعبير عن العلاقة الارتدادية في هذا الموديل بالمعادلة التالية

$$yij - \bar{y}i = Bi\ (xj - x) + \text{error term}$$

حيث أن x هي متوسط xj ويمكن كتابة Zj لتحل محل (xj - x) وتصبح قيمة Bi وعليه فأن نتيجة معامل الارتداد ستصبح

$$bi = \sum_j \sum_k yij\ Zj / \sum_j \sum_k Z2j$$

١- تقدير أو حساب الدليل البيئي : Estimation of environmental index

إذا كان لدينا ثلاثة مكررات ، فهناك ثلاثة طرق لحساب Lj أو Zj وهي :-

(أ) استخدام قيم المكررة الثالثة لحساب Zj والمكررات الأولي والثانية تستخدم لحساب متوسط الصنف variety mean

(ب) استخدام المكررة الثانية لتقدير أو حساب Zj والمكررة الأولي والثانية لحساب متوسط الأصناف mean of varieties

(جـ) استخدام هنا حالة واحدة فقط وهي استخدم المكررة الثالثة لحساب Zj والمكررة الأول والثانية لحساب متوسط الصنف واستنتاج ثوابت التأقلم أو الثبات نفسه بعد ذلك . وحيث أننا استخدمنا في الموديلين السابقين القيمة Lj فسوف نستخدم بدلا منها هنا القيمة Zj لإيجاد ثوابت هذا الموديل .

والبيانات الخاصة لكل صنف في مختلف البيئات والواردة فقط في المكررة الثالثة لكل منها كما يلي في جدول (١٧ - ٨).

جدول ١٧ – ٨ البيانات الخاصة لكل صنف فى البيئات للمكررة الثالثة

S. N0	L1	L2	L3	L4	L5	Total
1	51.7	30.2	22.6	23.7	36.5	164.7
2	37.1	29.5	17.7	23.9	30.1	138.3
3	25.5	32.9	35.6	32.2	35.1	161.3
4	47.4	29.5	32.8	34.7	28.2	172.6
5	39.5	47.6	25.8	30.6	34.5	178.0
6	36.1	40.3	28.8	28.3	42.1	175.6
7	40.6	30.5	28.0	27.[illegible]	38.7	165.3
8	28.6	30.1	24.8	23.9	15.1	122.5
9	32.8	34.5	26.7	23.6	25.4	143.2
10	33.0	35.8	29.8	15.0	38.7	152.3
Total	372.3	341.2	272.6	26[illegible]3	324.4	1573.8

ونحن نعلم أن :-

$$Zj = x_{.j} - x_{..}$$

حيث أن x.j هي المجموع الكلي للأصناف تحت ظروف البيئة jth

وأن x.. تساوي

$$= \sum_i \sum_j X_{ij} / \text{Total number of observation}$$

$$= 1573.8/50 = 31.476$$

إذن :

$Z1 = 37.23 - 31.476 = 5.754$

$Z2 = 2.644$

$Z3 = -4.21$

$Z4 = -5.146$

$Z5 = 0.964$

والمجموع الكلي لقيم Zi لابد وأن يساوي صفر وذلك للتأكد من صحة الحسابات

٢ - حساب قيم bi : **Estimation of bi values**

معامل الارتداد يمكن تحديده بأنه ارتداد المتوسط (yij) علي الدليل البيئي (zj) ونلاحظ أن القيمة yij سوف تكون محسوبة علي أساس المكررة الأولي والثانية فقط (جدول ١٧-٩) .

جدول (١٧ – ٩) البيانات المجمعة للمكررتين الأولي والثانية :

S.N	L1	L2	L3	L4	L5	Total
1	77.7	62.0	47.6	56.6	58.6	302.5
2	78.9	70.8	54.8	49.9	58.4	312.8
3	63.3	98.6	65.4	54.3	45.9	327.5
4	73.6	48.9	47.0	55.0	60.3	284.8
5	84.9	73.7	58.1	66.7	47.7	331.1
6	64.9	75.9	56.0	68.5	68.2	332.8
7	81.5	73.9	82.9	53.8	50.2	312.3
8	68.2	52.7	42.7	45.9	58.4	267.9
9	76.0	48.2	46.7	51.1	69.4	291.4
10	57.7	61.5	56.7	38.6	58.5	273.0
Total	726.0	666.2	527.9	540.4	575.6	3036.1

ونحن نعلم أن

$$bi = \sum_j \sum_k yij\, Zj / \sum_j \sum_k Zj^2$$

وحيث أن k = 1 فتصبح المعادلة كما يلي :

$$bi = \sum_j \sum_k Zj / \sum_j Zj^2$$

حيث أن :-

a) $\sum_{j} Zj^2 = (5.754)^2 + (2.644)^2 + (-4.216)^2 + (-5.146)^2 + (0.964)^2$
$= 85.2845$

b) $\sum_{j} yij\ Zj$

وهذه يمكن الحصول عليها بضرب متوسط كل صنف عند كل منطقة (jth) في الدليل البيني المقابل . وبعد ذلك مجموع كل القيم علي أساس جميع المناطق . وبخصوص الماتركس المناسب في هذه الحالة فهو

[y] [Z] = [S]

حيث أن

[y] هي مصفوفة البيانات المجمعة من مكررتين (جدول ١٧ - ٩)

[Z] هي قيم الدليل البيئي

[S] هي ناتج حاصل الضرب أي $\sum_{j} yij\ zj$

L1	L2	L3	L4	L5	[Z]	[S]
77.7	62.0	47.6	56.6	58.6		175.5590
78.9	70.8	54.8	49.9	58.4		209.6612
63.3	98.6	65.4	54.3	45.9		114.0200
73.6	48.9	47.0	55.0	60.3	5.754	129.7332
84.9	73.7	58.1	66.7	47.7	2.644	141.1724
64.2	75.9	56.0	68.5	68.2	-4.216	47.2342
81.5	73.9	52.9	53.8	50.2	- 5.146	212.8542
68.2	52.7	42.7	45.9	58.4	0.964	171.8346
76.0	48.2	46.7	51.1	69.4		171.7986
57.7	61.5	56.7	38.6	58.5		113.3230
726.0	666.2	527.9	540.4	575.6		1487.1904

والقيم علي الجانب الأيمن هي $\sum_{j} yij\ Zj$ اى [S] وكل قيمة يمكن الحصول عليها كما يلي

$$175.5590 = (77.7)(5.754) + (62.0)(2.644) + (47.6)(-4.216) + (56.6)(-5.146) + (58.6)(0.964)$$

وبالمثل

1487.11904 = (726.0)(5.754) + (666.2) (2644)+ (527.9) (-4.216) + (540.4) (-5.146) + (575.6) (0.964)

وللتأكد من صحة البيانات فأن

1487.1904 = 175.5590 + 209.6612+ ……… + 113.3230

c) bi lining $\sum_j$ yij Zj / Σ Z2j^2

ومختلف معاملات الارتداد يمكن الحصول عليها بالطريقة التالية. فعدد المكررات يجب ألا يغيب عن الذهن عند إجراء الحسابات الخاصة بذلك. وحيث أن القيمة $\sum_j$ yij Z محسوبة من البيانات المجمعة من مكررتين لزم الأمر.

هنا القسمة علي (c) أي عدد المكررات وعليه فإن

= (1/2) $\sum_j$ yij Zj / $\sum_j$ Z2j

أي أن | = (1/2) /5.5590) / 85.2845 = 1.0292

وبالمثل فأن

1.2292 , b3 = 0.6685

= 0.7606 , b5 = 0.8277 , b6 = 0.2769

7 = 1.2479 , b8 = 1.074 , b9 = 1.0072

10 = 0.6644 and b(total) = 8.7190

وللتأكيد من صحة البيانات لابد وأن يتساوي مجموع bi مع b(total)

٣- تحليل التباين : Analysis of variance

التباين الراجع إلي البيئة يمكن تقسيمه إلي تباين الارتداد المشترك Combined regression وإلي التباين البيئي المتبقي environmental residual فإذا كان الأول معنوي عند مقارنته مع الأخير فهذا يدل دلالة جيدة علي طبيعة البيئة نفسها . وأيضا التباين الراجع إلي التفاعل ما بين التركيب الوراثي × البيئة يمكن تقسيمه إلي جزئيين (أ) عدم التجانس Heterogeneity الارتداد (ب) والمتبقي Residual .

وإذا أخذنا بيانات جدول (١٧-٩) في الاعتبار فيمكن حساب مجموع مربعات الانحرافات المختلفة كما يلي :

a) S.S due to genotypes (G^2) = $(1/rs)(\sum_j y2j..)-(1/rs\ t)(y^2..)$

$= (1/10)\,[(302.5)^2+(312.8)^2 + \ldots\ldots\ldots + (273.0)^2]-[(3026.1)^2 / x\ S\ x\ 10)]$

$= 92684.5090 - 92179.0321 = 505.4769$

b) S.S due to environments (E) = $(1/rt)(\sum_j y^2.j.) - (1/rst)(y..^2)$

$= (1/2x10)[(726.0)^2+(666.2)^2+ \ldots\ldots\ldots + (575.6)^2]- 92179.0321$

$= 93646.2185 - 92179.0321 = 2457.1864$

C) S.S due to GxE interaction = $(1/r)(\sum_i \sum_j y2ij) - (1/rs)(\sum_i y2ij..) - (1/rt)(\sum_i y2i..) - (1/rt)(\sum_j y2.j.)+(1/rst)(y^2\ldots)$

$= (1/2)[(77.7)^2+(78.9)^2+\ldots\ldots\ldots(58.5)^2]- 92684.509 - 93646.2185 + 92179.0321 = 95899.4550 - 92684.5090 - 93646.2185 + 92179.0321$
$= 1747.7596$

d) S.S due to pooled error

وهذه سوف تحسب علي أساس المكررة الأولي والثانية. فإذا أخذنا البيانات الأصلية في الاعتبار (١٧-١) فأن الخطأ المشترك هذا يحسب كما حسبناه في الموديل العام للتأقلم General stability model

S.S pooled error = $\sum_i \sum_j \sum_k y^2ijk - (1/r)(\sum_i \sum_j y^2ij.)$

$= (36.4)^2 + (40.0)^2 + \ldots\ldots\ldots\ldots (32.4)^2 - 95899.4550$

$= 97242.1500 - 95899.4550 = 1342.6950$

e) S.S due to combined regression

$= (\sum_j y^2.j Zj)^2 / (rt \sum_j Z^2j)$

$= (1487.1904)^2 / 2x\ 10 \times 85.2845) = (1296.6813)$

f) S.S due to residual regression

= S.S due to environment – S.S due to combined reg.

= 1467.1864 – 1296.6813 = 170.5051

g) S.S due to heterogeneity of reg.

= S.S due to reg – S.S combined reg.

وهذا مجموع مربعات الانحرافات للارتداد المشترك combined reg. حسبت من الخطوة (e
ومجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلى الارتداد يمكن أن تحسب ببساطة من المجموع الكلي لناتج حاصل ضرب product لقيم bi مع($\sum_j$ yij..Zj) علي النحو التالي

S.S due to regression = (175.5590) (1.0292) + (209.6612) (1.229)+ ....

(113.3230) (0.6644) = 1430.2762

S.S heterogeneity = S.S regression – S.S combined reg .

= 1430 2762 – 1296.6813 = 133.5849

h)S.S residual = S.S GxE – S.S heterogeneity

= 1747.7596 – 133.5849 = 1614.1747

يلي ذلك وضع القيم السابقة جميعها في تحليل التباين التالي (جدول ١٧-١٠)

جدول (١٧-١٠) تحليل التباين بموديل فريمان وبركنيز

Source	d.f	S.S	M.S
Genotypes (G)	t-1	505.4769	
Environments (E)	S-1	1467.1864	
Combined regression	1	129.6813	
Residual (1)	S-2	170.5051	
Interaction (G/E)	(S-1)(t-1)	1747.7596	
Heterogeneity of regression	(t-1)	133.5849	
Residual (2)	(S-2)(t-1)	1614.1747	
Error between replicates	St(r-1)	1342.6950	26.8539

اختبار المعنوية : إذا كان مجموع مربعات البيني المتبقي معنويا فأن الدليل البيني

(١) environ residual S.S environ index يكون مطابقا لتأثير الدليل البيني المضيف is adequately the index of environmental effect .

وإذا كانت B غير مختلفة معنويا عن الوحدة فأن القيم البيئية الغير مستقلة independent تكون مطابقة لتقدير المكون المضيف وأن موديل فريمان وبركينز يؤل إلي موديل بركينز وجنكيز

والاختبارات الآتية تعتبر مهمة ولازمة :

a) Heterogeneity of reg. tested against residual S.S (2)
b) Residual interaction (GxE) SS against errors S.S
c) Environmental (residual)S.S against error S.S
d) Environment(combined)S.S against environmental (residual) S.S (1)

:- حساب S^2di :

(أ) حساب S^2vi : وهي مجموع مربعات الانحرافات الراجعة إلى الصنف ith

$$S^2vi = \sum_j y^2ij - (1/n)\, y^2i.$$

والقيم yij ، yi^2 واردة في جدول (١٧ - ٩) وبناءا علي ذلك فان :

$$S^2v_1 = (77.7)^2 + (62.0)^2 + (47.6)^2 + (56.6)^2 - [(302.5)^2/5]$$

$$= 18784.57 - 18301.25 = 483.32$$

$$S^2v_2 = 20141.46 - 19568.768 = 572.692$$

$$S^2v_3 = 23061.31 - 21451.25 = 1610.06$$

وبالمثل :-

$$S^2v_4 = 456.052$$

$S^2v_5 = 814.048$ $S^2v_6 = 210.772$

$S^2v_7 = 810.092$ $S^2v_8 = 415.108$

$S^2v_9 = 724.908$ $S^2v_{10} = 33.284$

ويجب أن نلاحظ أن القيم الواردة في جدول (١٧-٩) كانت علي أساس مجاميع المكررات ولذا فالقيم التي تحصلنا مسبقا يجب قسمتها على (r^2 ($2^2 = 4$

(ب) حساب S^2di :

$$S^2di = [\sum_j S2ij / (S-2) - (S2e / r)$$

حيث أن

$$\sum S^2ij = S2vi - b\sum_j yij\, Zi$$

وأن S^2e هي متوسط مجموع مربعات انحرافات الخطأ والقيم $\sum_j$ yij Zj حسبت من قبل في الخطوة رقم [(٢) ب] على أساس المجموع الكلي للمكررات بدلا من المتوسطات ولذا يجب

قسمة هذه القيم علي عدد المكررات أي علي الرقم (٢) . وخطوات حساب S^2di موضحة في جدول رقم (١٧ – ١١) التالي :

جدول رقم (١٧ – ١١) حساب قيم S^2di

Varieties	$A=S^2vi/4$	Bi	$B=1/2 \sum yijzi$	C=bixB	$S^2ij=A-c$	$D=S^2i/3$	$E=S^2c$	$S^2di=D-E$
1	120.830	1.0292	87.7795	90.3470	30.48	10.16	26.85	16.69
2	143.173	1.2292	104.8306	128.8578	14.32	4.44	“	-22.24
3	402.515	0.6685	57.0100	38.1084	366.91	122.3		95.45
4	114.013	0.7606	64.8666	94.3376	64.68	21.56		-5.30
5	203.512	0.8277	70.5862	58.4207	145.09	48.36	“	21.51
6	52.643	0.2769	23.6171	6.5396	47.15	23.24		-11.14
7	202.523	1.2479	106.4271	132.8104	69.71	23.23		-3.62
8	103.777	1.0074	85.9173	86.5561	17.22	5.74	“	-21.11
9	181.227	1.0072	85.8992	86.5178	94.71	31.57		4.72
10	8.321	0.6644	56.6615	37.6459	-29.20	-9.73	”	-36.59

١٧-٦ طريقة تاي Tai model

موضوع الثبات الوراثي Genotypic stability درس من قبل عديد من الباحثين من قبل ولكنه عدل من قبل الباحث Tai عام ١٩٧١ وفي هذه الطريقة والخاصة به فإنه يقسم جزء التداخل البيئي الوراثي إلي مكونين أساسيين وهما

(أ) خط الاستجابة للتأثيرات البيئية

The linear response to the environmental effect

(ب) الانحراف عن خط الاستجابة السابق . فإذا فرضنا أن I وهو معامل خط الاستجابة Coefficient of linear response وأن hij (حيث أن j = ١ ، ٢ .... إلي n) هي الانحراف عن خط الاستجابة للصنف (ith) فأن تأثير التداخل ما بين الصنف (ith) والبيئة المختبر فيها سيصبح كما يلي :

$$(gl)\,ij = \propto`I\,lj + hij$$

ويوضح الجدول التالي (١٧ –١٢) تحليل التباين بهذه الطريقة

جدول (١٧-١٢) تحليل التباين فى حالة الموديل العشوائى لكل من التراكيب الوراثية والمكررات والبيئات

S.O.V	D.F	M.S	E.M.S
Environments	(n-1)	MSL	$S^2e+mS^2b+mpS^2I$
Reps(within environment)	n(p-1)	MSB	S^2e+mS^2b
Genotypes	(m-1)	MSV	$S^2e+PS^2gI+np\sum_{i=1}^{m} g^2i/m-1$
Genotypes x environment	(m-1)(n-1)	MSVL	$S^2e + PS^2gI$
Linear responses	(m-1)		$S^2e+\frac{P}{(m-1)}\sum_{i=1}^{m} S^2i+\frac{P(n-1)}{(m-1)}S^2I\sum_{i=1}^{m} S^2I$
Deviation on from Linear regression	(m-1)(n-2)		$S^2e+\frac{P}{(m-1)}\sum_{i=1}^{m} S^2I$
Error	n(n-1)(p-1)	MSE	S^2e

وبناءا على ذلك يصبح الموديل الرياضى لهذه الطريقة كما يلى :-

$$Xijk = u + gi + Ij + \propto`I\,lj + \;\; ij + bjk + eijk$$

حيث أن xijk هى القيمة المظهرية The phenotypic value للصنف (ith) فى المكررة (kih) فى البيئة (jth)

u المتوسط العام للأصناف فى كل البيئات المختبرة فيها الأصناف

Gi هي تأثير الصنف (ith) حيث أن (i) يمكن أن تساوي (١) إلي (m)

Ij هي تأثير البيئة (ith) حيث أن (j) يمكن أن تساوي (١) إلي (n)

(gI)ij هى تأثير التفاعل أو التداخل ما بين الصنف (ith) والبيئة المختبر فيها (jth)

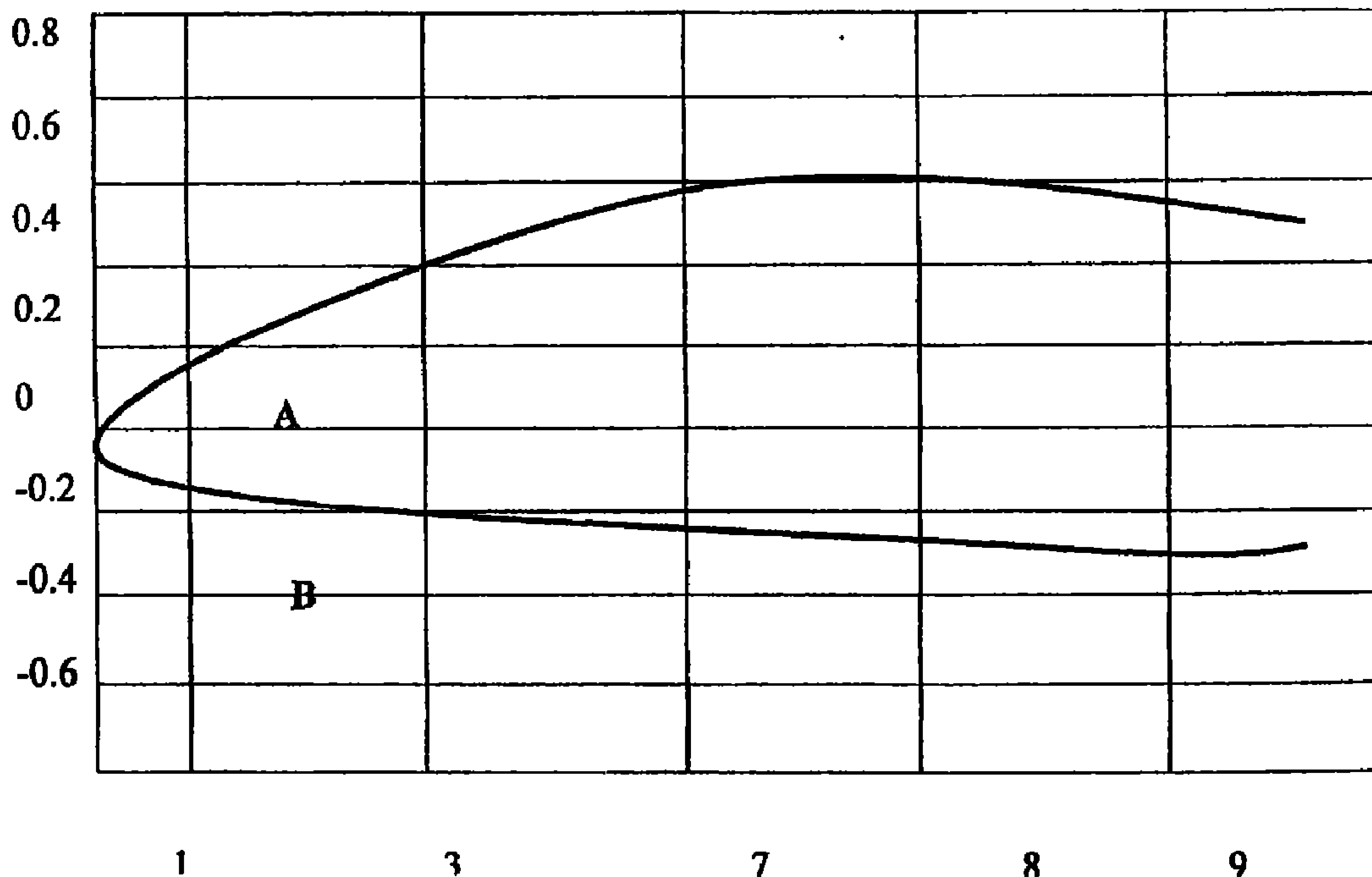
bj هى تأثير المكررة (kth) فى البيئة (ith) حيث أن (k) يمكن أن تساوي (١) إلي p ، eijk هي تأثير الخطأ العشوائي .

ومن الجدول السابق يتضح أنه لاختبار معنوية الفروق ما بين الأصناف سيكون باختبار Msv / MsvL ولاختبار معنوية التفاعل ستكون بواسطة MsvL / MSE ويمكن تقسيم متوسط مجموع مربعات الانحرافات الراجعة للتفاعل حسبما جاء فى المعادلة السابقة إلي جزئيين – إحداهما

يرجع إلي متوسط مجموع مربعات الانحرافات الخاصة بخط الاستجابة وجزء يرجع إلي متوسط مجموع مربعات الانحرافات الخاصة بالانحرافات عن خط الاستجابة نفسه ، وهذا التقسيم يصبح عمليا في حالة ما إذا كانت التأثيرات البيئية (Ij (j = 1.2....n في جدول تحليل التباين السابق معنوية والتي من خلالها سيمكن تقدير مكونات الثبات أو التأقلم لكل صنف تحت الاختبار ولتقدير المعامل ∝i أو معامل خط الاستجابة والتباين الراجع إلي الانحراف عن خط الاستجابة (hij) للصنف (ith) وتأثير التفاعل أو التداخل ما بين الصنف (ith) والبيئة المختبر فيها هذا الصنف (gI)ij

وفي هذه الطريقة يكون أحسن الأصناف تأقلما هو ذلك الصنف الذي لا يتغير سلوكه كثيرا من بيئة لأخري وهذا يعني أن (-١ = ∝) و (١ = h) وأحسن الأصناف ثباتا غير موجود بالمرة ويحاول المربي بقدر المستطاع الحصول عليه وأن يحوز علي قدر من الثبات علي الأقل .

ويعتبر كل من Eberhart , Russell عام ١٩٥٥ أن الصنف يكون في حالة ثبات فيما لو حاز الصنف علي ∝ = 0 ، ١ = ٨ أي (S^2d = o ، b = ١) وهذا في الموديل الخاص بهم . ومما لاشك فيه أن القيم (∝ = o و h = 1) تكون معبرة عن متوسط الثبات نفسه وأن القيم ∝ = 1- ، h = 1 تعتبر مفضلة في هذه الطريقة ويوضح الشكل رقم (١-١٧) التطبيق العملي لطريقة التحليل الخاصة بـ Tai



شكل (١-١٧) توزيعات ∝ ، λ في طريقة Tai

فالقيم $\propto$ ، λ اعتبرنا كمحورين مستقلين two orthogonal axes والقطع الناقص The hyperbola في هذا الشكل أشتمل علي ٩٥% من قيم $\propto$ ، λ المتوقعة في حالة ما إذا كانت $\propto i$ (معامل خط الاستجابة) يساوي صفر . والخطين الرأسيين الأولين تشملان علي ٩٠% من حدود الثقة عندما $\propto o = 1$ والخطوط الباقية هي الحدود القصوى أو العليا عندما تكون $\lambda o > 1$ وهذه الخطوط الرأسية قسمت المساحة الخاصة بكل من $\propto$ ، λ المتوقعة عندمـــا تساوي (صفر ، ١) ، (١، صفر >) وهذه وضحت وعلي التوالي بمنطقتيA , B ، فالمنطقة (A) تشتمل علي الأصناف التي لا تختلف معنويا عن متوسط الثبات أو التأقلم average stability في حين المنطقة B تضم الأصناف التي تكون درجة ثباتها مختلفة معنويا وأعلا من المتوسط نفسه .

مثال تحليلي بطريقة Tai :

سوف نستعرض هنا لمثال قدمه Gerorge Tai عام ١٩٧١ علي محصول البطاطس ويوضح الجدول التالي نتائج هذه التجربة التي أجريت في ٦ مناطق وكان عدد الأصناف ستة مع صنفين للمقارنة وكانت أعداد المكررات أربعة

جدول ١٧-١٣ متوسط المحصول عند اختبار الأصناف الستة في ستة مناطق (سنتين في ثلاثة عروات)

Varieties	L1	L2	L3	L4	L5	L6	Xi..
1	11.7	9.4	19.3	10.4	7.3	9.1	11.2
2	10.9	10.0	18.1	9.9	10.3	12.9	12.0
3	17.3	10.2	21.1	12.4	15.9	17.9	15.8
4	5.2	7.6	16.1	8.4	8.7	11.9	9.7
5	16.5	10.8	23.9	14.4	20.1	6.3	15.4
6	18.4	9.9	20.2	16.2	20.9	22.4	17.9
7	10.9	9.6	24.1	11.6	12.4	15.3	13.9
8	14.7	9.4	22.3	14.4	15.7	12.9	14.9
X.j.	13.21	9.6	20.6	12.2	13.9	13.6	x...13.80

ويوضح جدول (١٧-١٤) أيضا تحليل التباين المشترك لصفة المحصول

جدول (١٧-١٤) تحليل التباين لصفة المحصول لتجربة البطاطس

S.O.V	1965 – 66		1966-67		1967-68	
	D.F	M.S	D.F	M.S	D.F	M.S
Environments	5	428.17**(MSL)	5	745.07**	5	1.644.75**
Rep's within . Environ.	35	32.67**	18	10.29	18	49.44**
Varieties	18	8.17 (MSB)	8	206.15**	11	261.15**
Environ. X varieties	7	178.88**	40	24.35**	55	49.30**
Error	126	4.68 (MSE)	144	7.56	198	14.65

ومن خلال الجدولين السابقين يمكن تقدير المكونات والثوابت التالية والمهمة لتحليل هذه التجربة :

أ- متوسطات الأصناف الثمانية (ستة أصلية وأثنين كنترول) وهي ..Xi .

ب- متوسطات البيئات الستة وهي .X.j

جـ- المتوسط العام وهو ...x

ء- التأثيرات البيئية The environmental effects وهي Ij وهي تساوي :

Ij = x.j. – x ...

وفي مثالنا

I1 = x.1. – x...

= 13.21 – 13.80 = - 0.65

وعلي هذا المنوال فإن :

I2 = - 4.5 , I3 = + 6.8

I4 = -1.6 , I6 = + 0.1

I6 = - 0.30

وأن :

$\sum_{j=1}^{n} ,Ij \neq o$

هـ- حساب تأثيرات التداخل البيني الوراثي . حيث أن (i) إلي (٨) ، j من (١) إلي (٦) وهي تساوي: وفي مثالنا

$$(g\,I)\,ij = (xij. - xi.. - x.j. + x...)$$

$$(gI)11 = (11.7 - 11.2 - 13.21 + 13.80) = 1.17$$

وهكذا لبقية القيم

$$(gI)86 = (12.9 - 14.9 - 13.6 + 13.80) = 1.83$$

و- بعد ذلك يمكن استخدام القيم Ij ، (gI) ij لحساب كل من α ، λ وكمثال هنا نوجه للصنف رقم - (١)

$$\alpha \quad i = \frac{SI.(gI)i}{(MSL - MSB)mp}$$

$$\alpha \quad 1 = \frac{[(0.65)(1.17) + ...(-0.30)(-1.83)]/5}{(428.17 - 8.17)8x4} = -0.05$$

$$\lambda \quad i = \frac{S2(gI)i - \alpha iSi(gI)}{(m-1)MSE/mp}$$

$$\lambda \quad 1 = \frac{[(1.17)^2 + ...(1.80)^2/5(-0.05)(-0.65)}{(7)(4.68/(8)(4)} = 5.63$$

ويجب أن نلاحظ أن الدليل البيئي environmental index ، Ij الواردين في موديل كل من Eberhart& Russell لعام ١٩٦٦ تقابلان في هذا الموديل Ij كذلك فالثوابت الإحصائية في طريقة الارتداد regression method وهما Dev . Ms/(MSE/P) ، (b-1) يقابلان هنا وفي هذا الموديل ($\frac{Dev.MS}{MSE/P}$ ، (b-1)) علي التوالي ويمكن حساب هذه المكونين بعدة طرق . وعلي سبيل المثال وللصنف الأول

$$(b\text{-}1) = \frac{\sum_{j=1}^{n} Ij\,xij}{\sum_{j=1}^{n} I2\,j} - 1$$

$$= \frac{(-0.65)(11.72) + \ldots\ldots\ldots \ldots\ldots + (0.30)(9.07)}{(-0.65)2 + \ldots\ldots\ldots \ldots + (-0.30)2} - 1 = 0.96 - 1 \quad = 0.04$$

$$\frac{Dev.MS}{MSE/P} = \frac{\sum_{j=1}^{n} (xij. - i.. - b1 \sum_{j=1}^{n} Ij \, x \, ij. /m\text{-}2}{MSE/P}$$

$$= \frac{[89.90 - (0.96)(64.01)]/4}{4.68/4} = \frac{7.11}{1.17} = 6.08$$

لاحظ أن n = عدد البيئات / m = عدد الأصناف، وعدد الأصناف و عدد المكررات ويجب أن نشير إلي أن الحد المتوقع Prediction interval للقيمة $\alpha = o$ عند مستوي احتمال P عند درجات حرية (n=2) ويطلق علي قيمة t هذه بـ ta وعليه فالحدين المتوقعين لقيمة αI عندما $\alpha I = o$ هو

$$\pm \text{ ta with n-2 with P } [\frac{(m-1)MSE.M.S.L}{MSL - MSB[(n-2)MSL - (ta2 + n - 1)MSB]}]^2$$

حيث أن a هي دالة لقيمة λ

ونظريا فإن حدود الثقة Confidence interval للقيمة λo يمكن تحديدها أو التعبير عنها بمتوسطات أي من توزيع F مع درجات حرية (n1 = n-2) ، n^2 = (m-1)(p-1) ولمزيد من التفاصيل بهذا الخصوص يمكن الرجوع إلي Stuart , Kendall عام ١٩٦١ وكذلك Schaffer عام ١٩٥٩.

ويمكن وضع البيانات المتحصل عليها في الجدول التالي (جدول ١٧-١٥) التالي

جدول (١٧-١٣) متوسط المحصول وتقديرات الثوابت α ، λ للأصناف المختبرة .

arieties	1967 – 68		
	X	α	λ
1	16.3	0.18	3.76
2	13.8+	0.61#	0.77
3	15.5	0.59	7.71
4	13.3+	-0.19	0.45
5	18.7	-0.32	1.08
6	19.8	-0.15	0.77
7	21.1	-0.07	0.77
8	18.6	0.03	1.25
9	15.4	0.13	3.83
10	25.1*	0.61	5.18
11	17.9	-0.09	4.85
12	18.9	-0.06	0.78

ويمكن التعليق علي بيانات الجدول السابق كما يلي :

أولا : بالنسبة للمتوسطات :

١- الصنف العاشر (رقم ١٠) (*) ذو محصول مرتفع للغاية ويختلف معنويا عن صنف المقارنة وذلك عند احتمال ٥% .

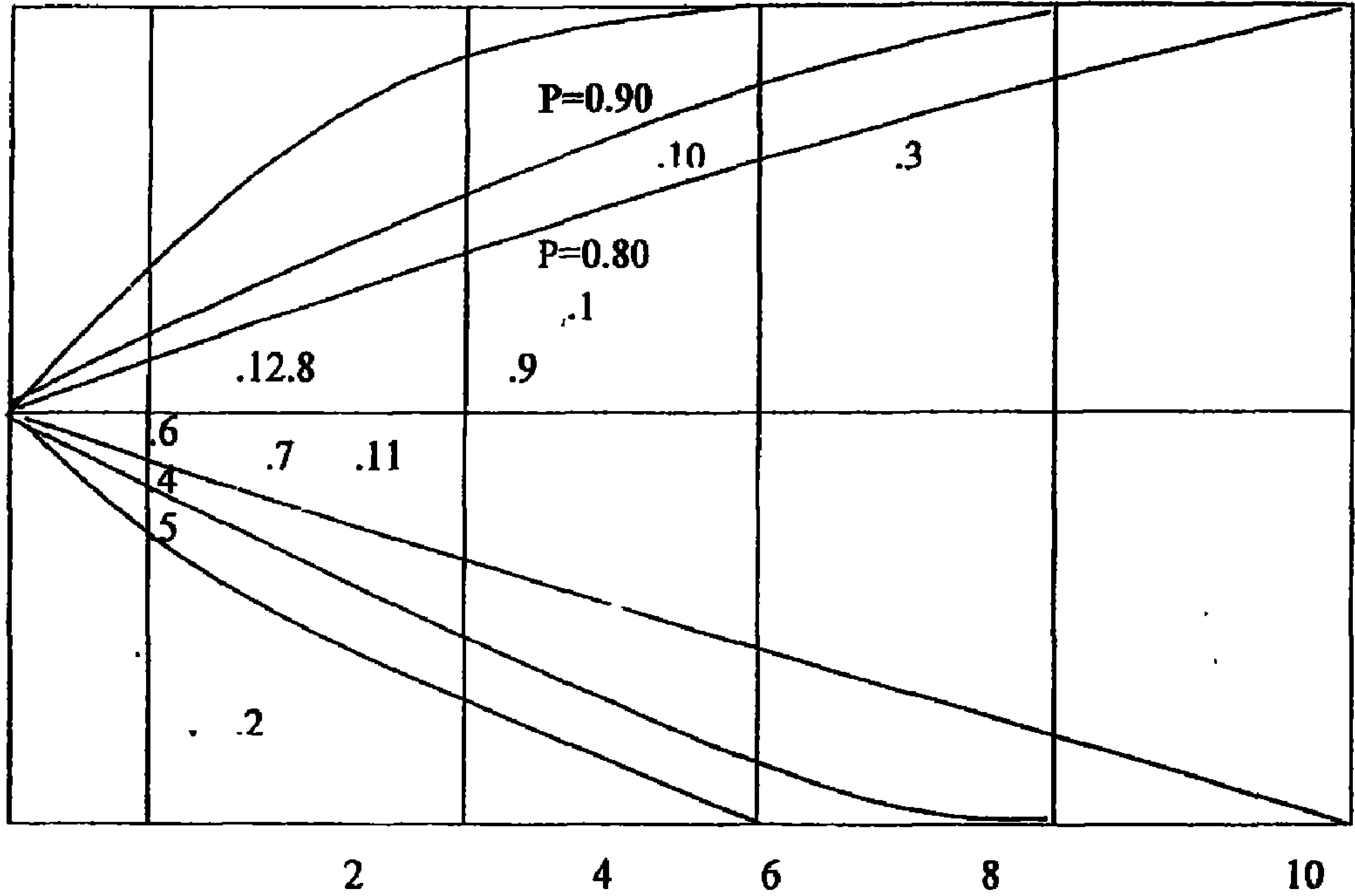
٢- الصنفين الثاني والرابع (+) ذو محصول منخفض عن أصناف المقارنة وهذا الفرق بينهما وبين أصناف المقارنة معنوي عند احتمال ٥% .

ثانيا :- بالنسبة للقيمة α :-

١- تعني القيمة (α) أن الصنف الثاني (المنخفض المحصول) يحوز علي أقل قيمة ممكنة من α أي تقترب من (-١) وفي نفس الوقت λ له تقترب من الوحدة ولذا فله درجة جيدة من الثبات.

٢- تعني القيمة (λ) أن الأصناف ١ ، ٣ ، ٩ ، ١٠ تحوز علي قيم λ أعلا من Fa المشتقة من F الجندولية عند درجات حرية n1 , n2 حيث أن (n1 = n-2) ، n2 = (p-1)(m-1) . كما أوضحنا.

ويمكن توزيع مدي تأقلم الأصناف تحت الدراسة في الرسم التالي:



وكذلك يتضح من هذا المنحنى وللبيانات السابقة :-

١- أن الصنف العاشر يحوز علي أعلا متوسط عن أصناف المقارنة وكذلك يجوز علي أعلا قيمة لـ α وهذه مختلفة معنويا عند أحتمال 0.80 وكان ترتيبه الثاني في علو او ارتفاع قيم λ .

٢- كان أكثر الأصناف ثباتا هو الصنف رقم (٢) والذي أظهر أنه أقل الأصناف محصولا في حين كانت الأصناف أرقام ٤ ، ٦ ، ٧ ، ٨ والصنفين الاختياريين موزعة في منطقة الثبات المتوسطة.

ويجب أن نشير إلي أن إذا وقوع الصنف في المنطقة الثالثة سواء داخل القطع المكافئ أو خارجة فيعتبر غير ثابت حيث أن منطقة الثبات هي الأولي والثانية وخارج القطع نفسه .

١٧ ـ ٧ ـ طريقة Rosielle and Hamblin 1981

اقترحت هذه الطريقة لتقدير مدى التحمل tolerance for unfavorable conditions . وهى تعتمد على إيجاد قيم mean productivity , tolerance and stability parameters وقيم

التباين الوراثي . ومن عيوب هذه الطريقة وجوب تنفيذها في بيئتين مختلفتين تماما مثل الزراعة مثلا تحت ظروف الزراعة فى الموسم الصيفي والنيلي في الذرة الشامية وهذا ما يحد من استخدمها على المطاق الواسع .

وقد استخدم نوار (المؤلف) واخرين ١٩٩٠هذة الطريقة لتقدير مدى التحمل لصنف امريكانى بدري A.E عند زراعته تحت ظروف موسمي الصيفي والنيلي . وقد تم إجراء البحث على ٤٤عائلة شقيقة Full – sib families. وقدرت قيم mean productivity ,mean yield , stability and tolerance parameters قيم التباين الوراثي (يهم هنا في هذه الطريقة تقدير مكون التباين المضيف additive genetic variance component) . وقد أوضحت النتائج بان إجراء الانتخاب للمحصول في الموسم الصيفي أفضل مما لو اجري في الموسم النيلي حيث انخفضت قيم mean productivity ومتوسطات المحصول بصفة عامة . و أكدت النتائج إن الانتخاب ل men productivity قد أدى إلى زيادة المحصول في موسمي الزراعة . وقد كان هناك تلازم معنوي وسالب بين Tolerance and mean productivityحيث كانت قيم التباين الوراثي في الموسم النيلي منخفضة . وقد تم انتخاب عشرة عائلة شقيقة على أساس الثوابت السابقة لها قدرة عالية للزراعة في الموسمين الزراعيين .

١٧ –٨- الموائمة الوراثية Genetic Homeostasis

تعرف الموائمة الفسيولوجية Physiological homeostasis على أنها النظام المشترك Co-ordination الكلى للنظام الفسيولوجي المعقد في الكائن الحي لكي يتواءم مع الظروف البيئية المتغيرة. ويمكن تعريف الموائمة الوراثية Genetic homeostasis على أنها إحدى مكونات العشيرة الأساسية والتي تعمل على وجود توازن في التركيب الوراثي الجيني لكي يقاوم الظروف والتغيرات البيئية.ويمكن تلخيص أهم النقاط التي تتناولها هذه الظاهرة فيما يلى :

١ - التطور فى الأفراد خلطيه التلقيح قد اثر عانى تركيبها الوراثي منتجا نماذج تكوينية Development pattern ذات درجة ة عالية من التنظيم الذاتي self – regulating .

٢ – تحتوى العشائر المندلية على نظام ذاتي قادرا على إظهار تراكيب وراثية ذات قدرة حيوية كبيرة في ظروف بيئية معينة.

٣ – قدرة الأفراد غير المتماثلة وامتيازها في مواءمتها تحت اى الظروف – عن الأفراد المتماثلة وذلك من خلال التنظيم الذاتي وقدرة الإفراد غير المتماثلة لتبقى وتعيش خلال أطوارها المختلفة . ويطلق على هذه الظاهرة اسم الموائمة التكوينية. وان التنظيم الذاتي للعشائر المبنى على اثر الانتخاب لاختيار الإفراد الوسطية عن الأفراد الكبيرة أو الصغيرة ويطلق عليها المواءمة الوراثية .

٤ – أدت هذه النقاط المختلفة – خلال تطور العشائر إلى الأثر الواضح في العشائر والحصول على أفراد غير متماثلة فى تركيبها الوراثي .

٥ – تأثير العوامل ذات الأثر المجمع على الصفات القياسية في حين إن الصفات التي لها علاقة بحيوية وموائمة الفرد تظهر عليها اثر العوامل ذات السيادة المتفوقة .

٦ – المحاولات العديدة- بواسطة الانتخاب الصناعي - لتغير متوسط إفراد العشيرة سواء أكان ذلك فى الاتجاه العالي أو المنخفض والأثر المعاكس للانتخاب الطبيعي محاولا إبقاء متوسط العشيرة ثابتا خاصة في الصفات التي لها علاقة بموائمتها .

١٧ –٩– الانتخاب والموائمة الوراثية

أوضحنا في الفصول السابقة بأنة بعد عديد من الأجيال من الانتخاب، عدم ظهور تجاوب لفترة من الأجيال ثم ظهورا لتجاوب مرة أخرى. ولكن شوهد أيضا أن انخفاض الحيوية في الإفراد المنتخبة من العوامل الهامة التي قد تؤثر على تجاوب الانتخاب إن لم تكن تؤثر على الفرد نفسه وإذا توقف الانتخاب جيل واحد أو أكثر يلاحظ إن الإفراد المنتخبة تسترد قدوتها أو حيويتها ا نوعا ما وذلك خلال التلقيح الاعتباطي بين إفرادها بدون انتخاب ، وإذا اجري الانتخاب بعد ذلك فيكون هناك تجاوب قد يكون معادلا لما حصل علية فى آخر جيل انتخابي.

ويمكن تعليل هذه الظاهرة على أساس أنة يوجد نظام متوازن في العشيرة الأصلية، وهذا النظام موجود في أو بين جميع صفات العشيرة ويعمل على إيجاد اعلي قدرة وحيوية لإفراد هذه العشيرة. ولكن بالانتخاب الصناعي يعمل المربى على هدم هذا النظام المتوازن وبالتالي تنخفض قدرة وخصوبة وحيوية الإفراد المنتخبة وان فى عملية وقف عملية الانتخاب الصناعي ، يلاحظ إن الانتخاب الطبيعي يبدأ بالقيام بدورة والعمل على إرجاع التوازن كما كانت من قبل وبالتالي تزداد قدرة أو حيوية أو خصوبة الإفراد.

ومن المشاهد إن في العشائر المندلية إن أحسن الإفراد أقلمة للظروف البيئية المختلفة هي الإفراد التي تحتوى على تركيبات متوافقة لجميع الصفات والى تؤدى إلى اعلي قدرة او خصوبة وان الانتخاب الطبيعي يلعب دورة على جميع الصفات محابيا الصفات القريبة من متوسط العشيرة.

وقد أو ضحت كثير من البحوث بان أحسن الإفراد أقلمة في اى نوع هي التي يظهر عليها جميع الصفات قريبة من متوسط العشيرة . ولكي يحدث التوازن بين جميع الصفات لابد من ظهور إشكال مظهرية بعيدة كل البعد عن متوسط العشيرة وعلى مثل هذه الإفراد يقوم أو يلعب الانتخاب الطبيعي بدورة عاملا على إزالة هذه الإفراد.

وتعتبر التربية الداخلية من أهم العوامل التي تؤثر على الموائمة الوراثية في العشيرة ، فمن المعروف إن هذه الطريقة من طرق التربية في جميع الكائنات الحية ، تؤدى إلى اضمحلال في الحجم والصفات الأخرى . ومن أهم إضرار التربية الداخلية أيضا هو انخفاض التباين الوراثي وزيادة التباين للظروف البيئية. وتبعا لذلك فان أحسن طرق التربية الواجب إتباعها هي التي تسمح للمربى إن يحصل من خلالها على نسبة من العوامل الوراثية غير متماثلة في إفراد العشيرة ، حيث من المعروف إن الإفراد غير المتماثلة لها درجة مواءمة عالية وان الانتخاب الطبيعي فى اغلب الأحوال يحابى الإفراد غير المتماثلة. ولكن وكما ذكرنا فان الانتخاب الصناعي يعمل على الإخلال بهذا التوازن بين الصفات وبالتالي تنخفض الخصوبة أو الحيوية في الأفراد المنتخبة.

بعض النتائج في دراسة Stability

نوار وآخرين ١٩٨٥ أجري دراسة متكاملة وواسعة عن الثبات المظهري والوراثي في مجموعتين من الشعير ، زرعت في جميع محطات التجارب الزراعية التابعة لوزارة الزراعة ولمدة موسمية زراعية و اشتملت المجموعة الأولي علي عدة تركيب وراثية ذات الصفوف الستة في حين للمجموعة الثانية ثنائية الصفوف . وحللت البيانات بطريقة Eberhart & Russell عام ١٩٦٥. وسجلت البيانات لصفة المحصول فقط . وكان تباين التركيب الوراثية ، البيئات الزراعية ، تداخل تفاعليهما مع مواسم الزراعة معنويا .وقد تم تحديد وانتخاب خمسة تراكيب وراثية ذات الصفوف الستة وستة تراكيب وراثية ذات الصفين لها قدرة ثبات عالية وذلك من خلال الثوابت الإحصائية الخاصة بالباحثين السابقين . كذلك تم عمل دراسة مقارنة ما بين عدة طرق ثبات مختلفة وعلي الشعير ، استكملا للبحث السابق . وكانت الطرق تحت الدراسة هي Shuckal , Tai 1971 1973. Eberhart & Freeman 1965 & Russell 1963 Perkins . وأوضحت النتائج بأن استخدام

طريقة Shuckla هي الأنسب نظرا لسهولة الحسابات والمجهود وإعطاء معلومات كافية عن طبيعة الثبات المظهري . وكانت أعقد الطرق هي طريقة Tai 1971 لاحتياجها لحسابات معقدة ومجهود وتكلفة ووقت أكثر .

نوار و الحصري ١٩٨٦ في دراسة لمعرفة مقدار الثبات لبعض التراكيب الوراثية في الذرة الشـامية (١٥ تركيب وراثي متباينة في تركيبها الوراثي ، سلالات ، هـ فردية ، هجن زوجية ، أصناف تركيبية و عشائر ومجتمعات ، وكانت البيئات المتاحة ، مستويين تسميد نيتروجين وكثافتين زراعيتين ولموسمين زراعية . أوضحت النتائج معنوية التفاعل بين جميع مفردات المعاملات السابقة لصفة محصول النبات الفردي. وحازت التراكيب الوراثية ذات القاعدة الواسعة broad genetic قدرا مرغوبا من الثوابت الإحصائية لطريقة ابرهات وراسل . وكان أفضل التراكيب الوراثية ثباتا هي الهجن الزوجية جـ٢ × جـ٦ ، جـ٢ × جـ٤ ، أمريكاني بدري × جـ٣٠٢ (أ)

الفصل الثامن عشر

إعادة دورة حياة النباتات معمليا

Plants regeneration in Vitro

١٨- ١ مقدمه

لقد تطور علم زراعة الخلايا والأنسجة النباتية في تحسين النباتات في الآونة الأخيرة وأصبح له عدة مجالات منها : إكثار النباتات بأساليب زراعة الأنسجة النباتية في الإكثار السريع التجاري وتقصير مدة إكثار النباتات المتزايد الطلب عليها وخاصة في المحاصيل البستانية وإنتاج أصناف جديدة لم تكن موجودة في الأصل وإنتاج عدد كبير من النباتات من بذور الهجن التي قد تكون نادرة عند ممارسة الانتخاب المعملي على المستوى الخلوي للنباتات وخاصة الانتخاب للأغراض الخاصة وإنتاج تراكيب وراثية جديدة مقاومة لبعض الإمراض وخاصة الفيروسية ، فقد وجد في نباتات زارع التي تستخدم ١مم من الأجزاء الخضراء القائمة من ورقة الدخان كبادئ تعطي كالوس اوكالوس يحتوي علي ٥٠% من الخلايا خالية من الفيروس أو تحتوي علي عدد قليل جدا من جزئيات الفيروس ، وقد لوحظ ذلك في نباتات نتجت من أوراق الدخان المصابة بفيروس البطاطس كانت خالية من الفيروس . وإنتاج بذور صناعية باستخدام تكنيك زراعة الأجنة المتشابهة وقد لوحظ حيز هذه البذور بسرعة نضج النباتات الناتجة عنها وقد طبقت تلك الطرق في الكثير من المحاصيل الخضرية. (سيدهم ٢٠٠٣)

١٨-٢ - إنتاج الكالوس Caltures callus

يعني زراعة الكالوس هو زراعة مجموعات من الخلايا المشتقة أو الآتية من نسيج منزرع علي بيئة مغذية a nutrient medi.. وهذه البيئة مشتملة علي أملاح غير عضوية ومصدر كربوني(عادة ما يكون السكروز) ، وتشمل أيضا علي أوكسينات auxins وسيتوكينات cytokinins . ولكل نوع نباتي له بيئة غذائية معينة يطلق عليها الحرجة critical . ولإنتاج كالوس جيد لابد وأن تسمح البيئة الغذائية بنمو سريع له . الدخان والجزر يمكن زراعة الكالوس لهم بسهولة ويسر، أنواع أخري مثل الرأي والقمح وقصب السكر يمكن الآن زراعة خلاياها وإعادة إكثارها ونموها . جميع هذه

المحاصيل أعطت معلومات مهمة للغاية عن طبيعة توارث الصفات بدقة حيث أن أمكن من خلالها الحصول علي أجيال ناجحة بزراعة الخلايا .

ويمكن استخدام عدة أنسجة نباتية للبدء في زراعات الكالوس وتلك مصدرها يمكن ان يكون الجذور ، السيقان ، الأوراق ، المناطق أو الأجزاء المرستيمية . وقد لوحظ في بعض الأنواع نوع نسيجي واحد فقط يمكن أن ينتج كالوس بصورة أسرع من غيره .

وللبدء في عمل الكالوس ، يزرع النسيج من النبات ويعقم السطح لقتل البكتريا والفطر التي يمكن أن يكون هذا السطح ملوثا أو مختلطا بهما .

وبعض العاملين يفضلون نزع الأنسجة من النباتات النامية في ظروف خاصة معقمة لتجنب مشاكل التلوث من microorganisms أي من الكائنات الدقيقة.

والنسيج المعزول يزرع علي بيئة معقمة علي درجة حرارة ٢٠إلي ٢٥م ويعرض للضوء . فإذا كان نسبة اتزان الأكسين / السيتوكينين ملائما أو موافقا ، فأننا نتوقع الحصول علي كالوس جيد وبكمية كبيرة . ويبقي الكالوس في البيئة المغذية لفترات منتظمة من ٢ إلي ٨ أسابيع. وتنتج عن عملية بقاء الكالوس للفترات الزراعية المنتظمة الوصول إلي totipotency أو التمكن من بدأ التكشف وكذلك تعطي النباتات المتكونة القدرة علي الاستمرارية وتكوين الجيل . وفى هذه المرحلة يلاحظ وجود تكوين الأجنة الكاذبة خلال البيئة المغذية pseudoembryos وهذا ما أوضحه (Nadar etal 1978) .

وكما ذكرنا فأن الكالوس يحتاج إلي وجود الهرمونات المضافة إلي البيئة الغذائية مثل الاوكسينات والسيتوكينيات . وربما يكون تبادل مستويات الهرمونات تلك دافعا إلي إنتاج أفرع وجذور خاصة بالكالوس . ولكل نوع من أنواع المحاصيل اتزان حدي critical من الهرمونات المضافة وتلك يختلف فيها الأمر من صنف لأخر . ومن الاوكسينات النافعة والمغذية وخاصة في بداية حياة الكالوس ونموه فيما بعد هي مادة وكمنظم نمو 2,4 – dichlorophenoxyacetic acid (2,4-D) وقد أمكن إكثار الدخان من خلال زراعة الكالوس ويعتبر هذا أحسن مثال لزراعة الكالوس علي البيئات الغذائية الصناعية بل ويعتبر أفضل حالة عما لو قورنت مع الحالات الأخرى في المحاصيل المختلفة . ويجب أن نشير إلي أن هذا الإكثار لم يصل بعد إلى المرحلة التجارية وذلك لان كثير من الطفرات المنتخبة لم يكن لها أهمية تجارية أو اقتصادية وأيضا إلي أن إكثار نبات الدخان بواسطة البذور ما زال أفضل وأسهل طريقة لذلك .

كذلك أمكن إكثار نبات قصب السكر بسهولة . ولكن شوهدت أو لوحظت حالة عدم الثبات الكروموزومى chromosomal instability . بيد أنة وعند إعادة تكوين النباتات كانت تلك ثابتة وراثيا وأمكن بعد ذلك إكثارها خضريا . ومن خلال هذا الاتجاه يمكن لمربي النبات من استخدام هذا التكنيك الحصول علي تراكيب وراثية جديدة new genetic entries يمكن إكثارها والمحافظة علي ثباتها الوراثي .

وتجب الإشارة إلي أن تكنيك إعادة تكوين النبات عن طريق الكالوس لم يمكن صالحا لكل الأنواع وهذا ما يحد من استخدام هذا المجال في تربية النبات ويوضح الجدول التالي ذلك . وهذا ما أوضحه (Vasil etal 1979) .

جدول ١٨ -١ جدول بعض أنواع المحاصيل التي أمكن إعادة تكوينها بواسطة زراعة الكالوس

Alfalfa	Cauliflower	Lily	Red clover
Almond	Celery	Maize	Rice
Artichoke	Citrus	Oat	Rose
Asparagus	Coffee	Oil palm	Ryegrass
Aspen	Cotton	Onion	Sorghum
Barley	Date palm	Orange	Soybean
Begonia	Datura	Pea	Sugar beet
Broccoli	Eggplants	Pepper	Taro
Brussels sprout	Flax	Petunia	Tobacco
Red cabbage	Grape	Pineapple	Tomato
Cacao	Kale	Potato	Wheat
Cassava	Ladino clover	Pumpkin	Sugarcane
	Lettuce	Millet	

وإذا كانت الصفات المتباينة أو المختلفة والمنتخبة من الكالوس نفسه نافعه لمربي النبات فهذه يمكن توريثها في النبات المعاد تكوينه In the regenerated plant . وقد أمكن ملاحظة عملية توريث

الصفات المختلفة في عدد من المحاصيل في حين لم تكن لبعض الصفات القدرة علي التوارث في الأجيال المتتابعة. ومثل هذه الحالات تعتبر أعضاء غير وراثية ويطلق عليها epigenetic أو هي من نوع الكاميرات والتي لا تتأثر بالتكاثر النسيجي reproductive tissue. وهناك صفات يصعب الانتخاب لها من خلال عملية زراعة الكالوس أو الأنسجة ومن هذه الصفات ، صفة المحصول حيث أنه محصلة لصفات كثيرة بالإضافة إلي تفاعل تلك الصفات مع العوامل البيئية . وقد تمكن الباحث .

Shepard et al عام ١٩٨٠ من انتخاب بروتوكولون protoclones (وهي عبارة عن إجراء خضرية clones مشتقة من بروتوبلاست) وقد أطلق عليها "Russet Burbank" خلال زراعة أو تنمية بروتوبلاست ل ٦٥ سلالة بطاطس potato ، وهذه protocolnes أمكن اختبارها حقليا فيما بعد وهذه كانت تختلف في صفات مثل قوة النمو ، صفات مواعيد التزهير أو النضج والتفاعل المرضي disease reaction او الإصابة والمقاومة المرضية أو فترة الاحتياجات الضوئية اللازمة photoperiod requirements وصفات أو خصائص الثمرة نفسها ولم يكن لانتخاب تلك الصفات أي نتيجة مباشرة في زيادة محصول درنات البطاطس .

ونحن نتوقع مزيدا من التجارب والدراسات لتحسين المحصول والمقاومة المرضية والمقاومة للملوحة والجفاف. وأول تقرير نشر عن صنف تجارى نشأ بطريقة زراعة الأنسجة ومقاومة للمرض كان في قصب السكر ، وهذا ما أوضحه (Nickell 1973) وبعد الاختبار الحقلي كانت قمم النبات ضعيفة والإجراء الخضرية لم يكن أمامها فرص للتكاثر الخضري التجاري ولكن يمكن استخدامها كآباء يمكن استغلالها في برامج التربية المختلفة.

١٨ – ٣ - المعلقات Suspensions

البيئات الغذائية المعلقة تتكون من خلايا فردية single cells أو مجموع خلايا aggregates of cells في بيئة مائية وعادة ما يكون وعاء البيئة الغذائية the culture container مدور rotted أو مهتز shaken وذلك لتسهيل الانتشار ما بين الخلايا والبيئة نفسها . وتتشابه البيئة الغذائية المائية مع البيئة الغذائية الصلبة كمثل المستخدمة في حالة callus فيما عدا إن الأجار في البيئة المائية لا يستخدم . وبصفة عامة ، فالبيئة الغذائية المائية تسمح بنمو أسرع للخلايا وسهولة فصل الخلايا عن بعضها البعض.

ويبدأ العمل بتحديد مصدر الخلايا من callus نفسه وهذه تنقل إلي البيئة المائية علي أن يكون الوعاء البيئي نفسه مهتزا أو يوضع علي هزاز on a shaker لزيادة كمية الخلايا المنفصلة في المعلق. ويراعي أو يفضل أن يستخدم كالوس سهل التكسير friable callus أو بمعني أن يكونا الكالوس ذو خلايا يسهل فصلها عن بعضها البعض .

١٨ – ٤ - نظم البيئات الزراعية Culture Systems

البيئات الغذائية الخلوية المائية يمكن أن تكون بنظم معلقة أو مفتوحة سواء كانت البيئة نفسها تستخدم باستمرار أو لمرة واحدة فقط . وفي حالة البيئات التي تستخدم لمرة واحدة ، توضع الخلايا في وعاء غذائي صغير في حجم دورق 250 ml Erlenmeyer flask أو في أواني كبيرة مثل carboy وهما أواني كبيرة من الزجاج الأخضر وتشغل البيئة فيها ٢٥% من حجم الوعاء ويمكن أن توضع عي هزاز مستمر سواء تحت الإضاءة أو في الظلام التام حتى الوصول إلي الحد الأقصى من التركيز الخلوي . والكثافة الخلوية (التركيز) يتوقف علي ظروف البيئة نفسها وإذا كانت الحالة تحت الكثافة الخلوية فإن انقسام الخلايا ونمو البيئة ستكون cease أو غير كافية .

الدراسات الوراثية يمكن إجرائها في هذه النظم المعلقة closed system وهذا يسمح بتعريض عدد كبير من خلايا السلالات لمدي واسع من المعاملات وإجراء الانتخاب داخل المعامل . Nabors عام ١٩٧٦ أوضح أن ١٠٠ ملي من البيئة المعلقة (المائية) يمكن أن تحتوي علي ما يقرب من مليون خلية وتلك توفر عشيرة كافية يمكن الانتخاب فيها .

وبالنسبة لمربي النبات ، البيئة الغذائية المعلقة (المائية أو السائلة) والبيئة الكالوسية (الصلبة) يمكن أن تكونا أساس مبشر أو إحباط . فغالبا الزراعات بهذه الطرق تكون غير ثابتة ستيولوجيا كما في حالة Oat فقد تم فقد كثير من الكروموزومات أو أجزاء منها مما سبب صعوبات في نشوء والحصول علي تراكيب جيدة . وعلي الجانب الأخر ، كذلك تنشا هنا بعض من المشاكل الوراثية مثل عدم الثبات الوراثي genetic ; stability مع أن تلك يمكن أن تكون كمصدر لطفرات جديدة new mutation فقد تعطي مثل هذه البيئات حالات monosomic او trisomics وتلك بالطبع تكون مهمة في الدراسات السيتولوجية .

ويمكن إضافة بعض الكيماويات أو metabolic كعوامل عزل أو انتخاب selective agents لعزل خلايا مرغوبة في قدرة تحملها لظروف ما. ونعرض هنا أمثلة علي نباتات أمكن إعادة تكوينها بعد معاملتها مع عوامل انتخاب أو عوامل اختيارية أو عزل في البيئة الغذائية الزراعية جدول (١٨ - ٢).

١٨-٢ جدول نماذج لمحاصيل أنتجت من خلال البيئات الغذائية Vitro culture

Plant	Selective agents	Plant	Selective agents
Alfalfa	Nacl	Suggar	Disease
Carrot	Amino acid analog	Tobacco	"
Datura	Aminopterin		Herbicide
Maize	Disease		Nacl
Paper	Nacl		Cold
Petunia	Streptomycin		Amino acid alog.
Potato	Disease		Antibiotic
Rice	Amino acid analog		Fungicide
	Nacl	Tomato	Aluminum
		White Clover	Herbicide

١٨ - ٥ - المتك وحبوب اللقاح Anther and Pollen

تستخدم بيئات المتك وحبوب اللقاح لإنتاج النباتات الأحادية monploids or haploids. وبالرغم من أن الحصول علي طفرات هنا يبدو أ مرا سهلا إلا أن معظم هذه الطفرات تكون ذات صفات متنحية recessive . وبناءا عليه، فليس من المتوقع أن تكون هذه الخلايا ثنائية diploid أو متضاعفة polyploid . والحالات الأحادية monoploids يمكن إنتاجها في بيئات المتك anther culture من حالات ثنائية diploids وهي في هذه الحالة تعبير عن الطفرات المنتخبة أي أن الحالات الثنائية تعطي نباتات أحادية يمكن أن تظهر فيها الطفرات المتنحية بصورة أوضح . والنباتات الناتجة من خلال بيئات المتك anther culture ومن نباتات متضاعفة polypiodis لا تكون نباتات أحادية حقيقة اى are not true monoploids وهذه ربما لا تسمح بتواجد طفرات ويمكن ان تساعد هذه البيئات (المتك) anther cultue علي سهولة simplity اكتشافها .

والاستخدام الثاني للمتك وحبوب اللقاح كبيئات هو إنتاج المجموعات الثنائية المتماثلة of totally homozygous diploids بواسطة او بمضاعفة المجموعة الكروموزومية the chromosomes complement للنواتج الأحادية للمجموعة الكروموزومية الأحادية monoploids .

١٨-٦- النباتات الأحادية Haploid

من المعروف إن نسبة تواجد النباتات الأحادية في البيئات الغذائية منخفضة جدا وأن الحصول عليها صعب لدي مربي النباتات مع أنها مرغوبة لديه . وقد أوضح shaeffer et al عام ١٩٧٩ أنه أمكن تحديد ٧٩ نوع تحدد فيها حالات إنتاج النباتات الأحادية haploid معمليا أو في Vitro .

ونسبيا تعتبر بيئة المتك anther culture أبسط تكنيك في بعض الأنواع عن الطرق الأخرى فمثلا الدخان تعتبر تلك البيئة أسهل وأبسط طريقة فيما لو قورنت مع الطرق الأخرى للحصول علي haploid أي نباتات أحادية وفي نفس الوقت تعتبر هذه الطريقة صعبة مع أنواع أخري في غير الدخان . والنجاح المتوقع للحصول علي نباتات أحادية في Vitro يتوقف أساسا علي الصنف المنزرع بمعني أن بعض أصناف القمح مثلا لها قابلية لإنتاج النباتات الأحادية في حين أصناف أخري ليست لديها مقدرة أو قابلية في ذلك، والخبرة في هذا المضمار أو في هذا المجال بخصوص anther culture تلعب دورا مهما في هذا الشأن . أن The reluctant أي عدم قابلية الصنف لإعطاء نباتات أحادية يمكن التغلب عليها بتوفير ظروف بيئية مناسبة ، وبعبارة أخري أن توفير ظروف مناسبة يمكن أن تعطي نباتات أحادية وهذه الظروف هي كما أوضحها Collinsعام ١٩٧٧

١- Microspore development stage

٢- Medium composition

٣- Anther pretreatment

٤- Source

٥- Condition and stage of the plant from the anthers are taken

النباتات الأحادية والسلالات أو النباتات المتماثلة Homozygous lines يمكن أنتاجها بمضاعفة النباتات الحاملة للمجموعة الكروموزومية الأحادية .

أن مشكلة عدم الثبات الوراثي Genetic instability في بيئة المتك أمر معروف . وبصفة عامة ، فمن المعروف أن زيادة فترة زراعة على البيئات الغذائية للسلالات أو التراكيب الوراثية ، كلما كان هناك زيادة في عدم الثبات . ويمكن تحسين حالة الثبات الوراثي للنواتج عن طريقة البيئات نفسها ، وبعبارة أخرى يمكن إن يكون هذا متاحا عن طريق تحديد أفضل البيئات المناسبة لتقليل حالة عدم الثبات الوراثي.

وقد أوضح Collins ١٩٧٧ أهمية بيئات المتك تلك في انتخاب سلالات مرغوبة في الدخان كذلك أوضح schaeffer et al ١٩٧٩ أهميتها في أنتاج واختيار السلالات dihaploid .

١٨ - ٧ - عزل وزراعة البروتوبلاست **Protoplast Isolations**

يعزل البروتوبلاست عادة بمعاملة الأنسجة بخليط من الإنزيمات المحللة للجدار الخلوي في محاليل ذات أسموزية تحافظ علي تركيب وحيوية البروتوبلاستات ، ويتوقف نجاح وسهولة عزل البروتوبلاست علي عدة عوامل من أهمها الحالة الفسيولوجية للأنسجة والخلايا ، واختيار الإنزيمات المناسبة ، وتركيب المحاليل المستخدمة ، وتركيز ونوعية المثبتات الاسموزية . وقد تم عزل البروتوبلاست من عدد كبير من الأنواع النباتية ، والمصدر المناسب لعزل البروتوبلاست هي أنسجة الميزوفيل في الورقة الحديثة العمر الممتلئة أو من المجموع الخضري الحديث ، وبالإضافة إلي أنسجة الورقة ويمكن استخدام أنسجة أخري مثل أطراف القمم النامية أو الفلقات أو بتلات الأزهار أو الجراثيم المذكرة كما يمكن استخدام الكالوس أو معلق الخلايا .

وتتكون إنزيمات العزل من ثلاث مجاميع رئيسية هي السيلوليز والهميسليوليز والبكتينيز ويؤثر تركيب الإنزيمات علي إنتاج البروتوبلاستات من نسيج معين . ويتركب مخلوط عزل البروتوبلاستات من هذه الإنزيمات مذابة في محاليل ملحية أو في البيئة ومن منظم ومثبت أسموزي ويكون عنصر الكالسيوم بتركيز يتراوح بين ٢-٦ ملي مولر عاملا أساسيا وكذلك الفوسفات بتركيز ٠،٥ ـ ٢ ملي مولر وذلك للمحافظة علي حيوية البروتوبلاستات . أما المثبتات الاسموزية الشائعة الاستعمال فهي السوربيتول والمانيتول والجلوكوز والسكروز وهي غالبا تستخدم في مخاليط ويكون الجلوكوز أو السكروز أو كليهما معا مصدرا للكربون وتتراوح أنسب تركيزات اسموزية ما بين ٠،٣ إلى ٠،٧ مول وأنسب حموضة مابين ٥ إلى- ٦ درجة حموضة أو PH.

ويتم عزل البروتوبلاستات في دوارق أو أطباق بتري حيث تقطع الأوراق أو الأنسجة الأخرى إلي قطع رفيعة أو صغيرة حوالي ١ مم بقدر المستطاع وتزال بشرة الورقة بملقاط أو فرشاة ويساعد الهزاز أو التقليب أثناء التحضين علي درجة ٢٣-٢٨ م علي عزل البروتوبلاستات ويجب ألا يكون الهز شديدا حتي لا يتلف البروتوبلاستات .

تزال الخلايا الغير مهضومة بعد التحضين عن طريق الترشيح خلال نيلون أو مرشح من الصلب الغير قابل للصدأ حيث تجمع الخلايا المنزوعة الجدر وتغسل باستخدام الطرد المـــــركزي (١٠٠٠ لفة في الدقيقة) .

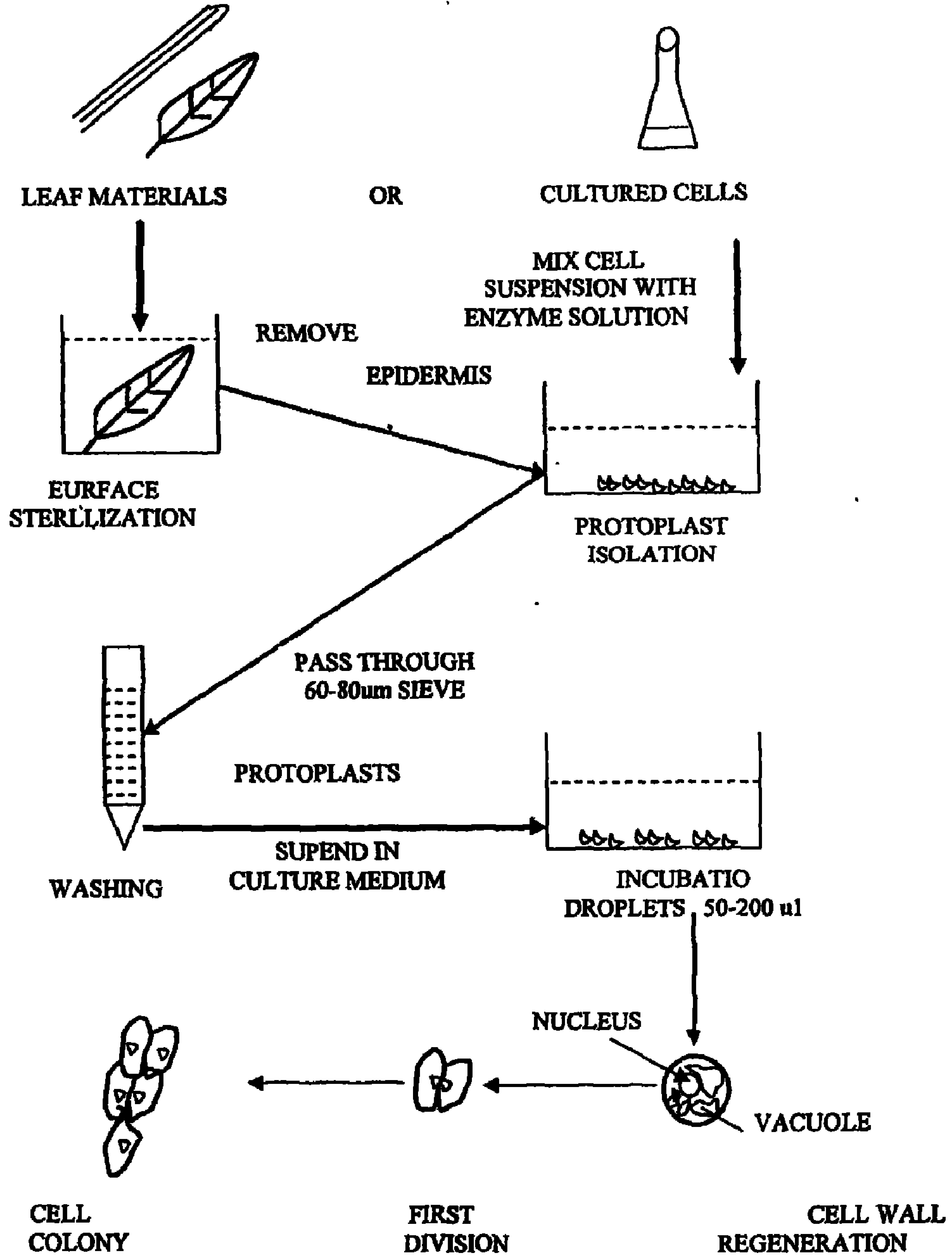
١٨ - ٨ - زراعة البروتوبلاست

تزرع البروتوبلاست أما في بيئة سائلة أو توضع علي بيئة مغذية في أطباق بتري ويمكن زراعة معلقات البروتوبلاست في نقط صغيرة سائلة في أطباق بتري تلحم بالبارافيلم وتحضن المزارع في حجرات رطوبة علي درجة ٢٥ – ٢٨م مع إضاءة بسيطة جدا تصل إلي ١٠٠ – ٥٠٠ وحدة ضوئية أو في الظلام ، وبعد تكوين الجدر الخلوية وبداية الانقسام في البيئة السائلة تنقل الخلايا إلي البيئة الصلبة بالأجار .

١٨ – ٨ - اتحاد البروتوبلاست

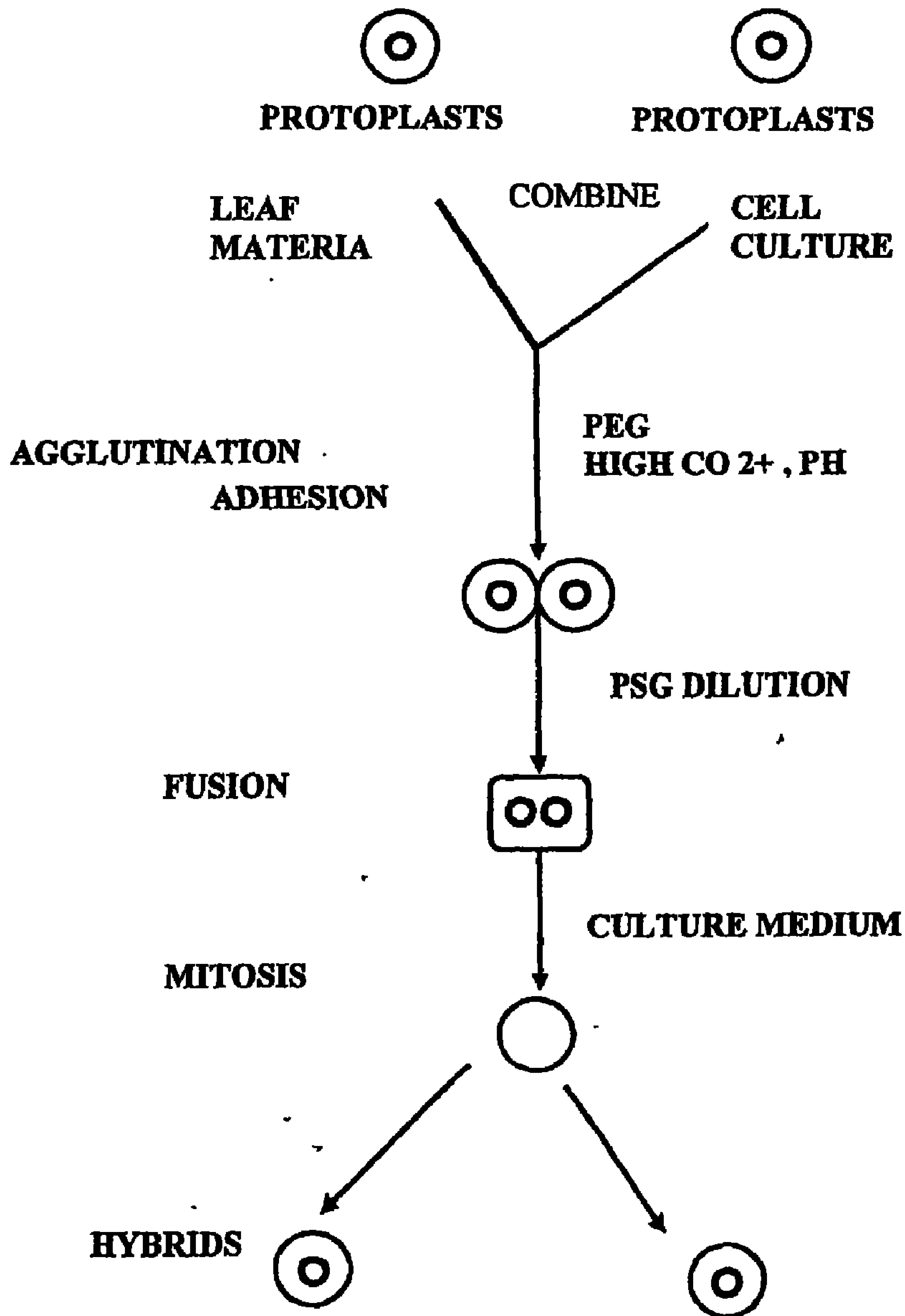
تتحد البروتوبلاست أما طبيعيا أثناء عملية العزل أو دفعها علي الاتحاد بتعريضها لظروف خاصة . ويمكن أن يحدث الاتحاد الطبيعي أثناء العزل بين بروتوبلاستين أو أكثر من البروتوبلاست المتقاربة . وقد تحتوي الاتحادات الناتجة علي العديد من النوويات ، أما البروتوبلاست الناشئة من مصادر مختلفة يجب حثها علي الاتحاد بتجميعها لزيادة السطح المتلاصق . وهناك طريقة الأتحاد البروتوبلاستى الكيميائية وذلك عن طريق تحضينها في وسط قلوي عالي التركيزمن أملاح الكالسيوم علي درجة ٣٧م لمدة ٣٠ دقيقة ، وكذلك عن طريق استخدام البولي اثيلين جليكول (PEG)) حيث يضاف إلي أن تصل نسبته في المحلول النهائي إلى ٢٨-٣٠%. ويمكن إحداث الاتحاد ميكروسكوبيا باستخدام جهاز الفصل الدقيق micromanipulator المستخدم في فصل جراثيم الخمائر بين خلايا معينة .

ويبين شكل (١٨ - ١) ملخص لخطوات عزل وزراعة البروتوبلاستات ويبين شكل (١٨ - ٢) خطوات اتحاد البروتوبلاست وتكوين الهجن البروتوبلاستية.



شكل ١٨ - ١- الخطوات الأساسية المستخدمة لعزل البروتوبلاست النباتية وزراعتها .

PROTOPLAST FUSION



شكل١٨ -٢ خطوات اتحاد البروتوبلاست وتكوين الهجن الخلوية

ملاحظات على الدمج الكهربي Notes on Electrofusion

الدمج الكهربي أحد الطرق الحديثة التي من خلالها يمكن دمج البروتوبلاست وهي تحتاج إلي تخصص رفيع وأجهزة غالبية الثمن . وبصفة عامة فهي طريقة لم يصادفها النجاح الكامل مثل ما هو عليه الحال في الطرق الكيماوية المتبعة عند دمج البروتوبلاست وفي الهجن الجسمية . ومما لا شك فيه أنه قد حدث تعديل وتقدم تكنيكي كبير في طريقة الدمج الكهربي لكي يتلاءم مع مجال أوسع من البروتوبلاست مع الاهتمام بمحصولها والموضوعات المتصلة بذلك . إلا أن هناك بعض النقط العامة التي يجب مراعاتها أو ملاحظتها وهي :-

١- تتم عملية الدمج الكهربي عشوائيا .

٢- عادة ما يهلك البروتوبلاست ميزوفيل الأوراق طالما كان الدمج يتم في ظل ارتفاع قيمة درجة الحموضة PH ، لذا يفضل طريقة PEG وخاصة عندما يكون الدمج لأنسجة ميزوفيلية.

٣- بأتباع الدمج الكهربي يحدث ثبات لـ hetrokaryons وخاصة مع ارتفاع قيمة درجة الحموضة PH بمعني أنه لا يحدث دمج ما بين ميزوفيل النوع البري Wild type والخلية المنزرعة (أي الالبينو) ، وعليه فيحدث هلك لميزوفيل البروتوبلاستيتات علي حده وما تحمله من homokaryons ، وكذلك يكون هناك صعوبة في تحديد hetrokatyons بصريا .

٤- البروتوبلاستيتات المندمجة بهذه الطريقة لاتتقيد بنسبة ١ : ١ لكل من البروتوبلاستين المزمع اندماجها ، بل يمكن أن تصل في بعض الأحوال إلي ١ : ٩ أو أكثر أو أقل من ذلك وهذا يسبب خلل في hetrokaryons الناتجة .

١٨-٩ - تكوين الأجنة والأعضاء وإعادة دورة حياة النبات

سوف نتناول هذا الموضوع من خلال النقاط الهامة التالية:

١- زراعة الأجنة Embryo culture

٢- تكوين الأجنة الجسمية Somatic embryogenesis

٣- تكوين الأعضاء Organogenesis

تعنى مزارع الأجنة تواجد جنين زيجوتي . وفى هذه الحالة ،الجنين المستأصل من البذرة أو المبيض تتم زراعته علي بيئة اندوسبرمية بديلة (بيئة غذائية) . تبعا لذلك يتطور الجنين وينمو كما لو كان

في البذرة . هذا النموذج من النباتات لم يناقش هنا بالتفصيل في هذا الفصل مع أن أساسيات علم زراعة الأجنة تعتبر الأساس للطرق الأخرى المستعملة لإعادة دورة حياة النبات.

والأجنة الجسمية أو اللاتزاوجية تنتج من خلايا جسمية وتشبه الجنين . وهكذا يمكن للأجنة أن تتقدم كثيرا وأن تنمو إلي نبت صغير. وهذه الظاهرة يمكن حدوثها في عدة أنواع نباتية في المعمل عند زراعة أنواع مختلفة من خلايا الأنسجة والأعضاء وبينما في الطبيعة مثل هذه النتيجة لا تحدث عادة إلا في داخل المبيض.

وتطور التكشف وتشكل العضو المنزرع يتم بالنمو الخارجي للريشة من الكالوس أو الباديء والنمو الخارجي للبراعم الابطية من قمم العضو المنزرع ويلي ذلك نمو الجذور العرضية الريشة. وتكون الريشة وحيدة القطبunipolar طبيعيا ومرتبطة بمصدر النسيج وتعطي جذور لاسفل وسوقا لأعلي وسوف نعود ونتناول ذلك لاحقا.

باستعراض المراجع العلمية والتجارب التي أجريت في هذا الشأن يتضح أن لا أتفاق بين الباحثين علي أسلوب أو طريقة واحدة يتم بها إنتاج الأجنة .

والعوامل الآتية تساهم جوهريا في نجاح دراسات إكثار أو تكاثر النبات .

١- التسهيلات والإمكانيات المعملية Facilities
٢- تركيب البيئة Culture environment medium composition
٣- نوعية البيئة المز رعية Culture media.
٤- المهارة في تنفيذ التكنيك Technique skill
٥- طريقة انتخاب أو اختيار البادئ Explants selection

وتشترك جميع الزراعات المعملية في نقاط مهمة وهي:

١ - عوامل البادئ Explants Factors

يستعمل اصطلاح البادئ " **Explants**" لوصف القطعة البدائية أو الأولية من النبات الناتج في المعمل . وانتخاب البادئ يلعب دورا هاما في نجاح دراسات إعادة دوره حياه النبات . والوصول للنجاح الأمثل يجب أن يكون البادئ المتحصل عليه من نباتات قوية غير مصابة . وتؤثر ظروف النبات الزراعية البيئية كثيرا علي نمو البادئ (مثل معدل وطبيعة المعاملة السمادية الكيماوية والموسم وظروف النمو البيئية) . ومن المعروف عمليا أن جزء من النبات يمكن زراعته في

المعمل وينتج عنه نبيت صغير "Plantlets" يمكن الحصول عليها في المراحل الفسيولوجية المبكرة في الأنسجة والأعضاء غير الناضجة المرستيمية ومرستيميات قمة الريشة . والبراعم الجانبية والغير ناضجة تنمو أنسجتها بسرعة وتكون مناسبة لإنتاج البادئات ، كذلك الأوراق الناضجة والجذور والسوق والبتلات والأجزاء الزهرية للأنواع العشبية غالبا تنجح زراعتها لإنتاج النبت الصغير المبدىء .

ولانتخاب البوادىء يجب الأخذ في الاعتبار تطهيرها من الجراثيم أولا ، فتطهير الأنسجة يكون ضروري لاستئصال الأحياء الدقيقة السطحية . ووجود أي تلوث سوف يعطل نمو البادئات أو المزارع وهذا يمكن ملاحظته من ١-١٤ يوم بعد الزراعة. والمزارع الملوثة يجب استبعادها لأنها تلوث هواء غرفة المزرعة . والجراثيم الساكنة للأحياء الدقيقة التي تكون علي سطح البادئ تكون مقاومة لمعظم المطهرات الجرثومية . وإضافة المضادات الحيوية للبيئة أو غمس البادئات في المضادات الحيوية أشار بها بعض الباحثين .

وتوجد طرق تعقيم فعالة لاستبعاد الأحياء الدقيقة علي الأسطح التي تبقي حية علي السطح المعقم وتتوقف استعمالها علي نوع " type " البادئ المستعمل ونوع المطهر الجرثومي أو المعاملات المستخدمة .

وتغسل البادئات مبدئيا بالماء والصابون أو تغمس في ايثانول موصي به لإنتاج بدائيات رطبة ونظيفة . والأكثر شيوعا هو استعمـــــــال محلـــــول صوديوم هيبوكلوريت sedium hypochlorite (2.63% - 0.25) كمطهر أو بمستحلب مثل Tween - 20 يضاف لمدة ١-٢٠ دقيقة وربما تغسل بالماء المعقم للتخلص من المطهرات المتبقية. وتعمل حركة اهتزازية بواسطة هزاز أو استعمال التفريغ الهوائي يساعد أحيانا في التخلص من الفقاعات الهوائية وتسهل توزيع المطهر الجرثومي علي البادئات .

٢ - عوامل البيئة الغذائية Nutrient medium Factors

تركيب البيئة الغذائية يأتي في المرتبة الثانية للحصول علي أجيال ناجحة عند إعادة دورة حياة النبات. وهناك عدة بيئات غذائية متداولة على نطاق واسع منها: .

(M.S) Murashige and Skoog

ويوضح جدول (١٨ - ٣) البيئة الشائعة الاستعمال في مجال زراعة الأنسجة بصفة عامة .

Table 18 - 3 Compositions of Murashige of and skoog plant Tissue Culture Medium and Alternative Vitamin Sources.

Component	Concentration (M)
Inorganic salts	
Macronutrients :	
NH, NO3	20600
KNO3	18800
Ca Cl , 2H, O	3000
MgSo4 . 7H2O	1500
KH, PO	1250
Micronutrients	
KI	5
H1 BO1	100
MnSOr 4H2O	100
ZnSOr.7H2O	30
Na2MoO.2HO	1
CuSOr 5H2O	0.1
CoSOr.6H2O	0.1
Na,EDTA	100
FeSOr7H2O	100
Carbohydrate source	
Sucrose	88000
Vitamin sources	
Meso-Inositol dihydrate	0.46
Thiamine - HCl	1.2
Or **Modified White's vitamins**	
Thiamine – HCl	0.59
Pyridoxine – HCl	4.9
Nicotinic acid	8.1
Glycine	53.28
Or **Nitsch and Nitsch vitamins**	
Thiamine – HCl	1.48
Pyridoxine – HCl	0.24
Nicotinic acid	40.61
Glycine	26.64
Folic acid	1.13
Biotin	0.2
Complex addenda	
Agar (%)	0.8

لضبط الشكل الظاهري الوراثي في المعمل عامة ، فالبيئة المحتوية علي مستويات أوكسين عالية سوف تعطي تركيبة كالسي والبيئة المشتملة علي سيتوكينين ربما تكون مفيدة لإنتاج الكالس في بعض الأنواع . والتركيز المنخفض من الأوكسين وزيادة التركيز من السيتوكينين هو الاتجاه الحديث لإنتاج الأعضاء الخضرية أو الريشة من الكالس وأيضا مشابهات الأوكسين إلي السيتوكينين تكون مهمة لإنتاج المجموع الخضري. وكمثال على كيفية إعادة دورة حياة النبات، نستعرض هنا زراعة البادئات في الدخان شكل ١٨ ـ ٣.

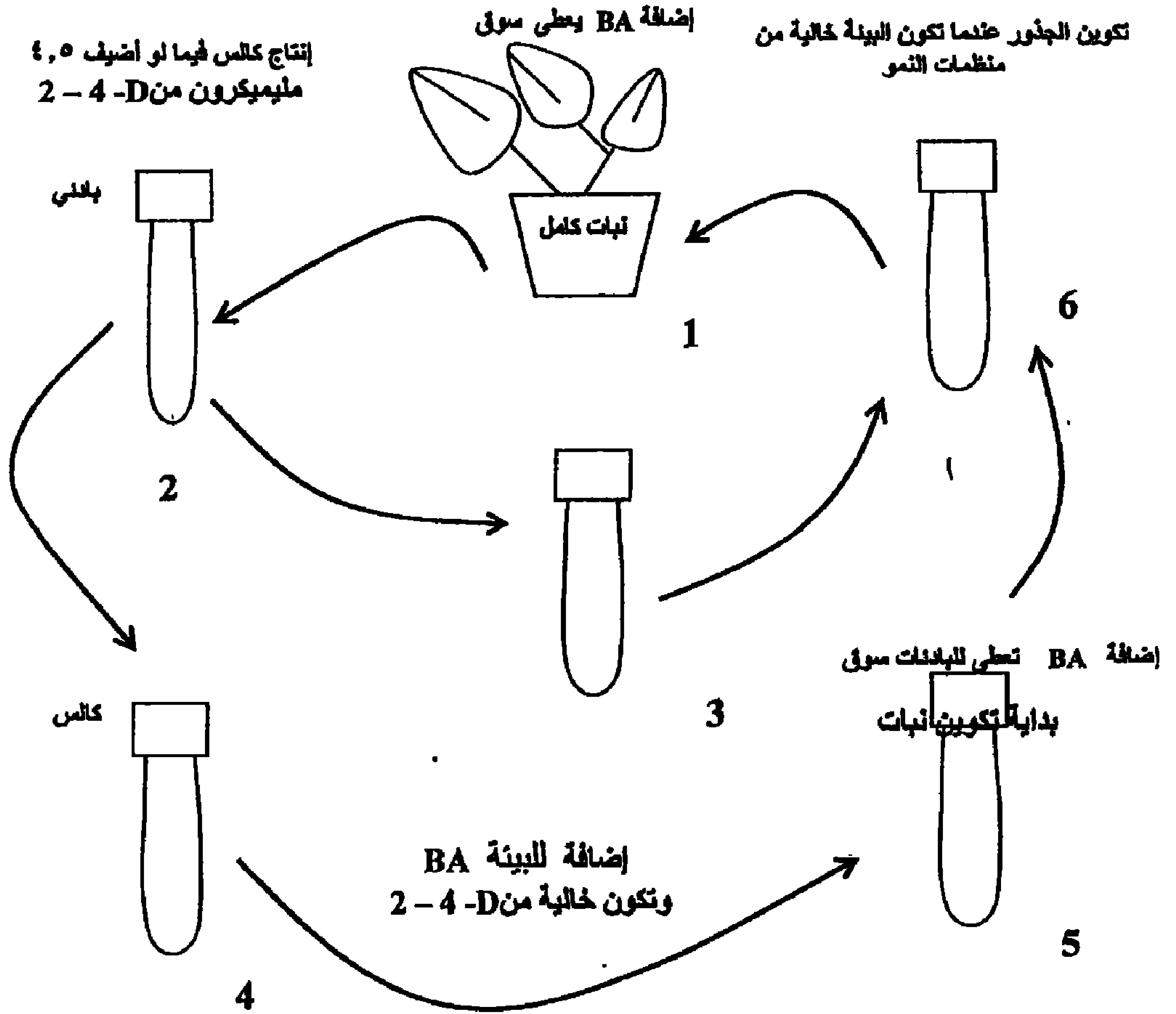


Fig. 3: Modes of plant regeneration in tobacco plant grown in the greenhouse serves as the source of leaf explants (1) . (2) Leaf explants sections are established on agar medium containing 4.5 M 2-4-D. Callus is derived from explants on medium containing 2.4 – D within a few weeks (4) Transfer of this callus to medium containing BA without 2.4-D in shoot production (5) Explants cultured on medium containing 1 M BA give rise to shoots directly from the epidermal cells within a few weeks (3) Shoots derived through either method are rooted on agar medium free of growth regulators (6)

شكل ١٨-٣ طريقة إعادة دورة حياة النبات من الدخان

يزرع الدخان تحت ظروف الصوب الزجاجية وتكون الأجزاء الورقية هي مصادر البوادئ كما في الخطوة (١) أما في الخطوة (٢) فإن البادئ الورقي المنمي علي هيئة قطع علي بيئة الأجار مشتمل علي ٤،٥ ملي ميكرون 2-4 D سوف يعطي خلال عدة أسابيع قليلة الكالوس كما في خطوة (٤) ينقل هذا الكالوس إلي بيئة مشتملة علي BA خالية من 2-4-D وحيث تبدأ تكوين السوق كما في خطوة (٥) بيئة البادئ المنزرع عليها والمشتملة علي ١ ملي ميكرون من BA تعطي سوق مباشرة من الخلايا الابدرمية وذلك خلال عدة أسابيع قليلة كما في خطوة (٣) السوق الناتجة من أي من الطريقتين تعطي جذور علي بيئة الأجار الخالية من أي منظمات نمو كما في خطوة (٦) .

ولإنتاج الأجنة الجسمية ينقل الكالوس إلي بيئة تحتوي علي منظمات نمو تكون عادة كافية لحث أو تنبيه الأطوار المتأخرة من تطور الجنين حيث يحدث بعد ذلك النمو المرستيمات المشتقة من قمم الريشة ومن القطاعات القمية والتي زرعت علي بيئة مضاف إليها مستويات منخفضة من الاكسينات والسيتوكينيات علي نسب مختلفة لإنتاج البراعم الأبطية التي تنمو خارجيا بالإضافة إلي ذلك يضاف بعض منظمات نمو الاخري مثل حامض الابسيسك "absisic Acid " أو الجبرلين إلي بيئة المزرعة في بعض الحالات وليس في كل الأحوال لحفز الجذوروتكوين النبت الصغير .

وتوضح جداول (١٩ -٢) فى الفصل التاسع عشر أمثلة متعددة للأنواع التي أمكن إعادة دورة حياتها باستعمال البيئة مع مستويات مختلفة من منظمات النمو.

بيئة المزرعة Culture Environment

اختلاف نمو مزارع الأنسجة النباتية يعتمد علي نوع بيئة المزرعة ومدة الإضاءة ودرجة الحرارة ونسبة الأكسجين إلي CO_2 وتركيز الغازات الأخرى و التركيب الطبيعي الاصلى ، جميعها تلعب دورا في هذا الشأن .

عموما، التكاثر الخضري للكالس يحدث في الظلام بينما الضوء يؤدي إلي تشجيع تكوين الأجنة ، الريشة والكالس الخضري . والنبت الصغير يعيش تحت شدة إضاءة من 1000 LuX - 500 ولمدة ١٦ ساعة ويكون الضوء عادة بواسطة لمبات فلورسنتيه خاصة بنمو النبات . وأخيرا يزداد تطو نمور النبت الصغير وبواسطة زيادة شدة الإضاءة من 10.000 Lux - 500 لتشجيع الأوراق لبدء عمليات البناء الضوئي ومساعدة النباتات علي تكوين احتياجاتها المعيشة في البيئة الحقلية . وتكون درجة حرارة حجرة المزرعة حول ٢٥م – بعض الأنواع ربما تحتاج لدرجات حرارة مختلفة عن

ذلك للوصول إلي النمو الأمثل والنباتات تحت الاستوائية مثل أشجار النخيل تنمو جيدا عندما تكون درجة الحرارة ٢٩م .

١٨ ــ ٩ ــ ١ ــ تكوين الأجنة الجسمية Somatic embryogenesis

إنتاج الأجنة الجسمية من مزارع الخلايا والأنسجة والأعضاء يحدث بطريقة مباشرة او غير مباشرة وكما يلي.

ا- طريقة التكوين المباشر للأجنة الجسمية

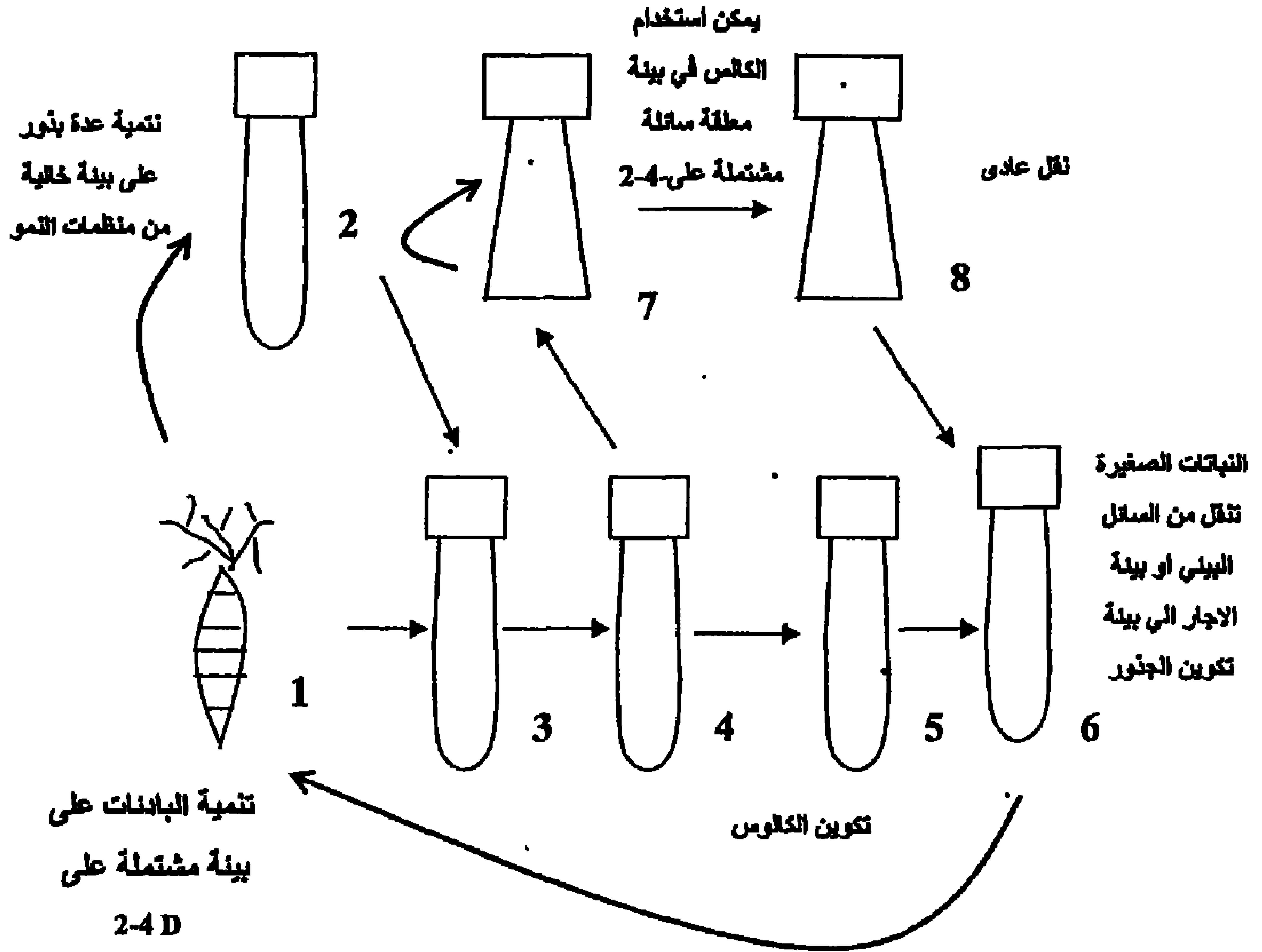
تتكون الأجنة الجسمية من خلية مفردة أو مجموعة خلايا او جزء من نسيج البادئ بدون الدخول في طور الكالس مثل ذلك ما يحدث في الموالح "citrus" حيث تعطى أنسجة النيوسيلة أجنة نيوسيلية، وأيضا في بعض الأنواع النباتية فإن خلايا الايبدرمس للساق تعطي أجنة وقد لوحظ تكوين الأجنة المباشرة في بعض مزارع المتك والبروتوبلاست .

ب- طريقة التكوين الغير مباشر للأجنة الجسمية

تتكون الأجنة في هذه الحالة عن طريق الكالوس وبادئات الجنين ويجب نقل الكالس إلي بيئة غذائية بها منظمات نمو لتكوين الأجنة من بادئات الأجنة . عندما تكون الظروف مناسبة لنمو الأجنة لإنتاج نبت صغير " Planlets " . وعموما ، فإن نسبة بسيطة فقط من خلايا البادئ قد تسهم في تكوين الكالس هذه الخلايا عادة مكانها في الطبقات السطحية للبيئة الغذائية . وعموما ،الكالس يكـــــون مختلفة وراثيا "hetrogeneous" وربما يتكون من عدة أنواع من الخلايا المشتملة علي بادئات الجنين وهذه البادئات ربما يتكون من خلايا مفردة أو مجموعات خلوية . بعد ذلك ينقل الكالس إلي بيئة محتوية علي مستوي منخفض من الأوكسين .

وقد اقتصرت التجارب في هذا الشأن في البداية على العائلة الخيمية وخاصة الجزر كمصدر لتكوين الأجنة الجسمية ولكن في الوقت الحاضر قد أمكن تكوينه من معظم العائلات النباتية.

تكوين الأجنة الجسمية للجزر يعتبر المثال الكلاسيكي لإنتاج نباتات من كالس جنيني (شكل١٨ -٤) . وعمليا أي جزء من نبات الجزر مثل الجذر ، عنق الورقة ، السويقة ، الأوراق ،السوق أو الزيجوت الجنيني سوف يعطي كالس جنيني .



شكل رقم (١٨ - ٤) طريقة الحصول علي أجنة جسمية في الجزر .

توضح الخطوة رقم (١) الحصول علي نبات كامل النضج من نبات الجزر وفيه يعمل بادنات سواء من البذور(تنمى عدة بذور) أو البتلات ، البتلات الناضجة علي أسطح البيئة بعد التعقيم مشتملة علي ٠,٤٥ ملى ميكرون2-4 D .

(خطوة ٢) علي بيئة خالية من منظمات النمو من قطع البتلات ويمكن بعد ذلك من البادرات المعقمة والمنزرعة علي بيئة مشتملة علي 2-4 D

(خطوة ٣) هذا الكالوس يمكن استخدامه في معلق بيئي (خطوة ٧) مع بيئة سائلة مشتملة علي 2-4 D ويتم النقل من آن لآخر (خطوة ٨) والبيئة تكون خالية من2-4 D وفي المقابل ، الكالوس الناشيء علي بيئة آجار المشتمل علي 2-4 D سوف ينتج جنين يسمي نبت صغير عند إعادة زراعته على بيئة خالية من 2-4 D (خطوة ٥) . والنبتات الصغيرة تنقل من السائل البيئى او بيئة الاجار الى بيئة تكوين الجذور كما في خطوة (٦) .

١٨ - ١٠ - الحصول علي المزارع البروتوبلاستيه وإعادة تكوين النبات

Maintenance of protoplast cultures and plant regeneration

تعتمد الظروف المناسبة لنمو البروتوبلاست علي الأنواع وأحيانا الصنف، ومعظم البروتوبلاستات لا تحتاج إلي إضاءة خاصة في بداية النمو والانقسام ولكنها تكون حساسة للضوء . درجة الحرارة المناسبة هي من ٢٥ إلي ٣٠م ويمكن أن تعرض الأطباق إلي إضاءة مستمرة تصل إلي ١٠٠٠ لوكس (Day light fluorescent tubs) .

ومن المتوقع أن يكون الانقسام الأول بعد مرور ٢٤ إلي ٣٦ ساعة بعد الزراعة (بالنسبة لنظم البروتوبلاستات) وفيها يتكون جزء خضري ينمو جيدا بعد مرور ٢١ يوم . وسوف ينخفض الضغط الاسموزي للبيئة مع زيادة معدل الانقسام الخضري . وبالنسبة الآجار والاجاروز ، تنتقل قطع صغيرة مشتملة علي بروتوبلاستات منقسمة إلي أسطح بيئات تشتمل علي مستوي أقل من Plasmolyticum (عادة البيئة تكون هي نفسها السابقة فيما عدا ما تشتمله من مواد جديدة إضافية).

بالنسبة للمزارع السائلة والتي عادة ما ينخفض فيها الضغط الاسموزي يمكن إضافة مجموعة قياسية من البيئة . وأثناء دورة حياة البروتوبلاست وإعادة تكوينه فأن المزارع عادة لا تخفف بأكثر من ٢٥% لكل طور . والنظام المتبع يكون كما يلي :

البروتوبلاستات (في ٨ ملي بيئة) (٩% w/v مانيتول) ووقت صفر
↓
٢ أسبوع
↓
إضافة ٢ ملي من البيئة مع ٦% مانيتول
↓
٢ أسبوع
↓
إضافة ٢ ملي من البيئة مع ٣% مانتيول
↓
٢ أسبوع أو أكثر إذا استدعي الأمر ذلك
↓
إضافة ٢ ملي من البيئة مع صفر % مانيتول

إعادة تكوين النبات Regeneration of plants

بعد مرور أربعة أسابيع تصبح الأجزاء الخضرية colonies بحجم مناسب لكي تنقل باستخدام الملاقط إلي أسطح أجار صلب كبيئة إعادة تكوين .(أنظر جداول ١٨ - ٤)

عند هذا الطور الأجزاء الخضرية المتكونة (الكالوس) يمكن تنميتها في أطباق بتري أو في أواني واسعة لحد ما وتحتاج عادة إلي زراعة منتظمة تمكنها من إنتاج السوق . ثم تنقل السوق ذات الجذور إلي بيئة سواء خالية أو مشتملة علي مستويات منخفضة من فيتو هرمون اى هرمونات ضوئية . ومن اشهر البيئات المستخدمة في هذا الشأن مكونات بيئة **Murashige and skoog's media** ، هذه البيئات المغذية محضرة علي هيئة بودرة وهي يمكن أن تحضر بمقدار واحد وعشرة ومائة لتر وتذاب البودرة في ٨٠% من حجم مناسب بماء معقم مقطر ويضاف إليها المغذيات المطلوبة أو الضرورية المناسبة . وتعدل درجة الحموضة ويعمل حجم قياسي نهائي . ويمكن استخدام أي نوع من الآجار في هذا الطور وتعقم البيئة بالبخار في معقم Koch في أوعية خاصة مناسبة (انظر الجداول السابقة) .

نتائج بعض البحوث:

أجري نوار وآخرين ١٩٩٧ دراسة لمعرفة مكونات التباين الوراثي في الصفات المرفولوجية لعدة كالوسات مشتقة من ستة سلالات ذرة شامية والهجن ٢١ الناتجة باستخدام نظام الهجن التبادلية **Diallel crosses** . وقد تحصل على الكالوسات من حبوب اللقاح او السنابل غير الناضجة **immature tassels**. ونميت الكالوسات على بيئة MS واتبعت الطرق الأزمة والمتعارف عليها لنموها . واجري التحليل الإحصائي الوراثي على : **The frequencies of callus induction , plant regeneration , malformed structures, phylogenic callus, embryo - like structures and non - differentiated callus.**

ويمكن تلخيص أهم النتائج في النقطتين التاليتين :

1 - The additive gene action was more important than non-additive for callus induction and plant regeneration of desirable characters.

2 - The best general combiner is line N5 and the highest specific combining ability was detected in the crosses N1 x N5, N2 x N5 and N2 x N4 for the desirable characters.

وعنوان البحث

Inheritance of callus induction and plant regeneration in Zea mays. Egypt. J. Genet. Cytol., 26 : 13 - 22.

الفصل التاسع عشر

العوامل التي تؤثر في نجاح زراعة الأنسجة والخلايا النباتية

Factors affecting plant cells and tissues cultures

١٩ ـ ١ ـ مقدمة

إن التطور الهائل الذي حدث في علم زراعة الأنسجة النباتية والذي يتوقع له أن يحدث في المستقبل سيؤدي إلى تغيير بعض المفاهيم في تلك العوامل المؤثرة على نمو الأنسجة النباتية. ومن أهم العوامل التي تؤثر في نجاح زراعة الأنسجة هي البيئة الزراعية والتي سنعرض لها هنا جز ءا وافيا والاحتياجات الحرارية والضوئية ومدى التأثير الضار أو النافع أحيانا للغازات داخل البيئة الزراعية والقضبية الناتجة عند زراعة الأنسجة المختلفة على أسطح البيئات الزراعية والمغذية والتأثير الضار لعمليات إعادة الزراعة مرات عديدة أخرى على البيئات الزراعية أو المغذية . وأخيرا سنعرض مذى التأثير المهم للتركيب الوراثي فى هذا الشأن وبعض البحوث التي توضح طبيعة توارث بعض صفات الكالس في هذا المجال . وسوف نتناول بالتفصيل هذه العوامل.

١٩ ـ ٢ ـ تأثيرات البيئة الزراعية والغذائية The nutrient medium effects

كما هو معروف إن من أشهر البيئات الزراعية بيئة Murashige and skoog (Ms) وتلك تستخدم عند تنمية او تحفيز الجزء النباتي explant على تكوين نبات كامل ،اما البيئة الزراعية B5 medium فهي تستخدم بعد إضافة الاوكسين D -2.4 لتنمية الخلايا وتشجيعها على الانقسام والتكاثر بصورة سريعة.

وتشتمل معظم البيئات الزراعية كما سيتضح هنا فيما بعد على عناصر كبرى مغذية غير عضوية وعناصر صغرى ومصدر لعنصر الحديد ومغذيات عضوية (فيتامينات) ومصدر كربوني وأخيرا مغذيات عضوية و منظمات نمو وسوف نستعرض هذه المكونات كماهو مبين فى الجداول المرفقة (جداول من1 - 19 وحتى2f – 19) وكذلك الاحتياجات الضرورية للنمو لعدد كبير من النباتات وكما يلي :

ويوضح جدول (١٩ - ١) البيئة الشائعة الاستعمال في مجال زراعة الأنسجة بصفة عامة .

Table 19 – 1: Compositions of Murashige of and skoog plant Tissue Culture Medium and Alternative Vitamin Sources.

Component	Concentration (M)
Inorganic salts	
Macronutrients :	
NH, NO3	20600
KNO3	18800
Ca Cl , 2H, O	3000
MgSo4 . 7H2O	1500
KH, PO	1250
Micronutrients	
KI	5.0
H1 BO1	100
MnSOr 4H2O	100
ZnSOr.7H2O	30
Na2MoO.2HO	1.0
CuSOr 5H2O	0.1
CoSOr.6H2O	0.1
Na,EDTA	100
FeSOr7H2O	100
Carbohydrate source	
Sucrose	88000
Vitamin sources	
Meso-Inositol dihydrate	0.46
Thiamine - HCl	1.2
Or Modified White's vitamins	
Thiamine – HCl	0.59
Pyridoxine – HCl	4.9
Nicotinic acid	8.1
Glycine	53.28
Or Nitsch and Nitsch vitamins	
Thiamine – HCl	1.48
Pyridoxine – HCl	0.24
Nicotinic acid	40.61
Glycine	26.64
Folic acid	1.13
Biotin	0.2
Complex addenda	
Agar (%)	0.8

Table (19-2a) Medium requirements for selection plant spice Medium Requirements for selected plant Species Capable of Whole plant Regeneration in Vitro.

Species (Reference)	Explants	Type of regeneration	Growth regulator concentrations (uM)b		
			Callus Or Establishment	Shooting Or Embryogenesis	Rooting
Arecas Antihuman Andraeanum(2)	Leaf	O-C	0.42,4-D	3.2 PBA	0.054NAA
Arecas Phoenix Dacrylifera (6)	Axillary Bud	SE-C	1352.4-D 13.9 2ip 0.03% charcoal	–	0.54 NAA
Aquifoliaceae llex aquifolium (6)	Embryo	SE-D	–	–	–
Araliaceae Hedeera Helix (2)	Stem	O-C	21.8ANN. 9.3K	5.4 NAA.2.3K, 200mg , CH	0.054NAA
Beeoniaccae Begoina x Helmaiis (21)	Leaf	O-D	–	0.17 BA 0.54 NAA	0.54 NAA
Brassicaceae Brassica Campesoris (16)	Node	As	4.4 BA	4.4 BA	0.44 BA 5.4 NAA
Bromediaccae Ananas Sativus (1) Sativus (2)	Axillary Bud Axillary Bud	O-D O-C	– 28.1 NAA 29.7IBA 9.8K	9.7 NAA, 9.8 IBA, 9.8 K 9.7 NAA 9.8 IBA , 9.8 K	0.054 NAA or – 0.054 NAA or-
Betulaceae Betula Allghaniensis(16)	Shoot tip	AS	22 – Z	22.Z	4.9 IBA
Cactaccae Mammillaria Woodsii (2)	Stem	O-D	–	9.8 IBA, 9.3K	0.054 NAA
Caricaccae Carica Stipulata (6)	Peduncle	SE-C	I NAA – 2 BA	I NAA.2 BA 1 % charcoal	0.054 NAA
Caryophyllaceae Dianthus Caryophyllus	Shoot tip	AS	4.4 BA . 0.057 IAA	4.4 BA . 0.057 IAA	0.57 NAA

Table 19 - 2b: Medium Requirements for selected plant Species Capable of Whole plant Regeneration in Vitro.

Species (Reference)	Explants	Type of regeneration	Growth regulator concentrations (uM)b		
			Callus Or Establishment	Shooting Or Embryo genesis	Rooting
Composite Chrysanthemum Moriflium (2) Moriflium (16)	Shoot tips . Petals Shoot tip	O-C AS	46.5 K 5.4 NAA 9.3 K, 0.11 NAA	9.3 K 0.11 NAA . 29 GA 9.3 K 0.11 NAA	0.054NAA or -
Cichorium Enaiva (2) Sievia	Embroy	O-C	27 2.4 – D	0.19 K	0.054 NAA
Repudiate (2)	Seed Leatiets	O-C	53.72 4-D 9.3 K	4.4 8,8 IAA	———
Rebaudiana (2)	Nodal Segment	AS	8.9 BA	8.9 BA	54 NAA
Crassulaceae Crassuia Argentea (2)	Leaf	O-C	100 2ip	0.1 BA	0.054 NAA
Cruciferae Arabidopss Thailana (2)	Leaf Stem seed	O-C	4.5 2.4 – D 4.7 K	0.2 IAA 4.7 K	———
Brassica Oleracea (2)	Leaf	O-C	11.41 AA 2.3 K	———	———
Cuctubita Pepo (6)	Cotyledon Hypocotyls	SE-C	4.5 2,4 – D	0.5 2,4 – D	———
Sinapis Aiba (2)	Cotyledon Hypocotyls Strrr & root	O-C	4.5 2,4 – D	0.9 2,4 – D	———
Dioscoreaccae Dioscorea Deltoidea (2)	Tuber	O-C	4.5 2,4 – D 10% CM	10% CM	0.054 NAA
Floribunda (6)	Embryo	SE – C	4.5 2,4 – D	———	0.054 NAA Or -
Euphorbia Pulcherrima (2)	Internode Petiole	O-C	20 NAA 2 K	10-50 2ip 0.NAA	0.054 NAA

Table 19 - 2c : Medium Requirements for selected plant Species Capable of Whole plant Regeneration in Vitro.

Species (Reference)	Explants	Type of regeneration	Growth regulator concentrations (uM)b		
			Callus Or Establishment	Shooting Or Embryo - genesis	Rooting
Gramineae Fessuca Arundinacea(2)	Embryo	O-C	40.7 2,4 – D	2.3 2,4 – D	0.054NAA
Spp. (16)	Meristem	AS	0.93 K . 0.045 2.4 – D	0.93 K 0.045 2,4 – D	0.93 K 0.045 2,4-D
Hordeum Vuigare (2)	Meristem	O-C	10 IAA 1.5 2,4 – D 1.5 K	–	0.054 NAA
Orvea Sativa (2)	Root	O-C	10 2,4 –D	–	0.054 NAA Or-
Sativa (6)	Leaf	SE-C	4.7 2,4 – D	–	0.054 NAA Or –
Panticum Maximum (2)	Intlores – Cence	O-C	9.0 2,4 – D	–	0.054 NAA Or -
Pennisetum Amencanum (6)	Intores Cence	SE-C	11.3 2.4 – D	–	0.054 NAA Or -
Saccharum Spp . (2)	Leaf Intlorescence	O-C	13.6 2.4 – D	0 or 26.9 NAA	0.054 NAA Or -
Triticum Asavum (2)	Rachis . Embryo seeds	O-C	4.5 – 92 4-D	4.6Z 5.7 IAA	0.054 NAA Or
Zea Mays (2)	Mesocotyl	O-C	67.82 , 4-D	–	0.054 NAA Or
Labiatae Perlla Fruiescens (2)	Leaf	O-C	0.45 2,4 – D	4.4 BA 0.54 NAA	0.054 NAA
Legurauonse Acacia Koa (2)	Root Sucker tip	O-C	1% CM 11.3 2,4 – D	22 BA	11 BA
Medicago Sativa (16)	Leaf Protoplasts	SE – C	92.4 – D 1.2 K	0.3 NAA 2.3 BA	0.054 NAA
Sativa (6)	Shoot tips	SE – C	1.5 2.4 – D	4.5 4,5 – D 0.5 Z	0.054 NAA
Pisum Sativum (2)	Epicotyl	O-C	10.7 NAA 4.7 BA	22.2 BA 1.11 AA	——

Table 19 –2d: Medium Requirements for selected plant Species Capable of whole plant Regeneration in Vitro.

Species (Reference)	Explants	Type of regeneration	Growth regulator concentrations (uM)b		
			Callus Or Establishment	Shooting Or Embryo genesis	Rooting
Liliaceous Allium Sativum (2)	Leaf	O-C	0.5 2,4 – D 11.7 IAA 9.3 K	11.11AA 93 K	0.054NAA or -
Sauvum (16)	Meristem	AS	——	——	0.54 NAA
Asparagus Officinalis (6)	Shoot	SE – C	5.4 NAA 4.7 K	0.5 – 5.7 IAA 0.44 – 17.7 BA	0.054 NAA
Hyacinhus Orientalis (2)	Flower	O-C	0.44-1,3 BA 0.54 – 1.6 NAA	13 BA . 1.6 NAA	0.054 NAA Or -
Sailla Sibiraca (2)	Bulb Leaf Inflorescence Stem ovary	O-C	0.69 – 43 NAA 0.54 – 9.1 2.4 – D	< 11.4 IAA < 0.64 NAA	0.054 NAA
Malvaceae Gossypum Klot = schianum (1)	Hypocotyl	SE – C	0.5 2,4 – D	11.4 IAA 4.7 K	0.054 NAA
Passifloracae Passiflora Suberosa (9)	Leaf	O-C	4.4 BA 5.4 NAA	4.4 BA 5.4 NAA	0.054 NAA
Portulacacae Mesembrvanthemum Floribundum (2)	Root stem Hypocotyls	O-C	11.4 IAA 20% CM	————	0.054 NAA
Rarunculacae Coptis Japonica (2)	Petiole	O-C	4.5 2,4 – D 0.5 K	————	0.054 NAA
Ranuculus Sceleratus (6)	Mesophyll Protoplasts	SE-C	5.7 NAA 10% CM	5.7 NAA 10% CM	0.054 NAA
Rosaceae Prunus Amygdalis (2)	Leaf Inflorescence Embryo	O-C	26.9 NAA 10% CW	26.9 NAA 2.3 – 4. 7 K	0.054 NAA
Rubus Spp (2)	Shoot tip	O-D	————	0.4 BA. 0.3 GA – 4.9 IBA	0.054 NAA

Table 19–2e: Medium Requirements for selected plant Species Capable of Whole plant Regeneration in Vitro.

Species (Reference)	Explants	Type of regeneration	Growth regulator concentrations (uM)b		
			Callus Or Establishment	Shooting Or Embryo genesis	Rooting
Rubiaceae Coffea Arabica (1)	Leaf	SE – C	2K 22 4-D	2.5 K 0.5 NAA	0.054NAA
Rutaceae Cirus Limellides (2)	Stem	O-C	1.1 2.4 – D	2.2 BA 1.2 K 1.0 IAA 2.0 500 mg / 1 ME	0.054 NAA
Sinensis (1)	Nucleolus	SE-D	–	–	–
Scrophulariaceae Digualis Pupurea (2)	Seeding	O-C	4.5 2,4 – D 0.5 K	0.6 IAA 4.7 K	0.054 NAA
Solanaceae Atropa Beliadonna (6)	Leaf Protoplasts	SE-C	18.5 K . 5.4 pCpA	0.5 – 0.9 K	–
Datura Ianoxia (2)	Stem	O-C	12.4-D	1 BA	–
Lycopersicon Escuientum (2)	Leaf	O-C	0.5-34.31AA 1-20 BA or	10 BA 0.5 NAA	10.7 NAA or 11.5 1 AA
Escuientum (1)	Leaf	O-D	9.3 18.6 K	22.81 AA 18.6K	10.7 NAA or 11.81 AA
Niconana	Stem				
Acuminta (2)	Flower	O-C	0.45 2.4-D	10 2ip . 11 AA	–
Alalfa (2)	Branches	O-C	0.45 2.4-D	5 BA	–
Rusaca (2)	Shoot	O-C	0.45 2.4-D	45.71 AA. 11.9 K	–
Sylvestris (2)	Leaf	O-C	0.45 2.4-D	10 2ip 11 AA	–
Tabacum (2)	Stem . Leaf	O-C	0.45 2.4-D	5 BA	–
Tabacum (1)	Leaf	O-D		45.7 1AA	–
Tabacum (1)	Protoplasts	SE-C	0.45 2.4D	11.9 K	–
Solanum Nigrum (2)	Leaf	O-C	10 1AA 1-10BA	10 1AA 10 BA	– –
Tuberosum (2)	Shoot stem	O-C	9.05 2.4-D		–
Tuberosum (6)	Menstem	AS	0.05 NAA		

Table 19 –2f : Medium Requirements for selected plant Species Capable of Whole plant Regeneration in Vitro

Species (Reference)	Explants	Type of regeneration	Growth regulator concentrations (uM)b		
			Callus Or Establishment	Shooting Or Embryo genesis	Rooting
Petunia Hvbrida (2)	Root Stem	O-C	0-107.4 NAA 0.4-35.2 BA	0.3-2.7 NAA 1.1-8.9 BA	- -
Habrida (6)	Leaf	SE – C	4.5 2.4-D . 0.9 BA	0.5Z	- -
Umbelliferae Ammi Mairo (6)	Hypocotyl	SE-C	28.51AA	11.4 1AA	--
Anethum Graveolens (6)	Embryo	SE-C	10.7NAA	--	--
Carum Caryi (6)	Petiole	SE-C	10.7NAA	--	--
Daucus Carota (15)	Root . Stem Inflorescence Petiole Zygotic Embryo	SE-C	0.45 2,4-D	--	--
Vitaveae Vitis Spp	Flower Leaf	SE-C	4.5 2.4-D 0.4 BA	10.7 NAA 0.4 BA	0.054 NAA

Types of plant regeneration:- .O-C organogenests via callus O-D organogenesis directly from explant As. Axillary shoot production SE-C somatic embryo genesis .
b Murashige and Skoog basal nutrient medium employed in all cases . Abbreviations : 6 – benine BA:casein hydrolysate . CH : coconut milk CM : p-chlorophenoxyacetic acid .PcpA: 2-4 dichlorophenoxyacetic acid 2.4-D : gibberellic acid . GA : indoleacetic acid 1AA : indolebutyric acid 1BA: isopentenyladenine – 2ip : Kinetin K – malt extract ME : naphrhaleneacetic acid NAA : No growth regulators added : tetrahydro-pyranyl PBA: zeatin Z.

١٩ ـ ٢ ـ١ ـ تأثيرات الأملاح المعدنية Mineral Salts effects

هناك اختلاف واسع بين البيئات الزراعية فى مكوناتها وتركيزاتها، فبيئة Murashige and skoog (Ms) تحتوي على نسبة عالية من النتروجين والبوتاسيوم والامونيا وهي بذلك تعتبر مناسبة للغاية للمحاصيل البستانية إما بيئة B5 (Gamborg et al) تتميز بارتفاع نسبة النتروجين والبوتاسيوم وهي صالحة جدا لنمو النباتات البقولية وخاصة نبات فول الصويا. أما البيئة الغذائية Schnek, Hildebradt والشبيه للبيئة B5 ففيها زيادة طفيفة من تركيز الأملاح المعدنية أما بيئة White فهي اقلها تركيزا في الأملاح المعدنية ولذا فهي تعطي نموات وتكشفات كالوسيه محدودة إلى حد ما.

ويعتبر الحديد من أهم الأملاح التي يجب توافرها في البيئة الغذائية فهو مهم لنموات الدخان ولكن من عيوب إضافة عنصر الحديد هو صعوبة ذوبانه وعودة ترسبه داخل الوسط الغذائي. ويعتبر أفضل أنواع مركبات الحديد مناسبة هو ذلك الذي لا يترسب أو يتأثر أثناء عمليات التعقيم وهو FeNa EDTA أو نترات الحديدوز المخلبية.

١٩ ـ ٢ ـ ٢تاثيرات إضافة الكربون Carbon effects

ان إضافة السكروز بمقدار ١/١٢ مول / لتر هو أفضل التركيزات المطلوبة وهو يضاف لكل البيئات المغذية الزراعية بمقدار ٣٠ جم / لتر. وهذا يؤدي إلى تشجيع القمم الطرفية النامية shoot tips على النمو الجذري . فالتركيزات المنخفضة تؤدى إلى زيادة النموات ، أما التركيزات المرتفعة عن ذلك تؤدى إلى عكس ذلك . كذلك فان التركيز المنخفض من السكروز يشجع الـ gametophytes علي إعطاء الجذور في حين أدي التركيز المرتفع من السكروز إلي تشجيع sporophyte علي إعطاء حبوب اللقاح الجرثومية . عموما، هناك تباين واضح لمدى أهمية تواجده في البيئات الغذائية للنباتات المختلفة . ولكن جميع البيئات المغذية لابد وان تشتمل علية (جداول١٩ ـ ٢).

١٩ ـ ٢ ـ ٣ ـ تأثيرات الفيتامينات Vitamins effects

أن إضافة الفيتامينات إلي بيئات مثل MS ليس له أثر واضح علي نمو الجراثيم الكالوسية والأجنة. وتتباين مدى الاستفادة بها في النباتات المختلفة فمثلا فهي أساسية لنمو الكالس في نبات القمح ، أما حمض الفوليك Folic acid فهو يشجع النمو مثله حامض البنزويد الأميني P-amino benzoid acid (PAB) ولكنهما غير أساسيين في الوسط الغذائي . أما الفيتامين thiamine HCl

فهو أساسي لنمو الكالوس الخاص بنبات الدخان ،أما حامض الاسكوربيك ascorbic acid فهو يزيد النمو فقط عندما يكون الفيتامين ذو تركيز منخفض . وقد وجد أن عدم إضافة البيريدوكسين Pyridoxine HCl وحامض النيكوتين nicotinic acid والبايوتين biotin إلي الوسط الغذائي لا يؤثران في النمو في حين وجد أن الريبوفلامين يعيق النمو (جداول ١٩ – ٢).

١٩-٢-٤ – تأثير الاوكسينات والستيوكينينات Auxins and Cyokinins effects

توضح الجداول السابقة أهميتها وتختلف النسبة المثلى للاوكسينات والستيوكينينات بين كل نوع من النباتات وكل جزء نباتي explant ضمن النوع النباتي الواحد. وتؤدي زيادة نسبة الاوكسين الى الستيوكينين الى تشجيع نمو وتكون المجموع الجذري للأجزاء النباتية المزروعة فيه في حين العكس يؤدي إلى تشجيع تكون الأفرع الجديدة وهى مهمة بصفة عامة عند إضافتها بالتعاقب عند وبعد تكوين الكالوس لإنتاج الجذور والسيقان الابتدائية على البيئة.

ومن أشهر الاوكسينات المستخدمة في البيئات الغذائية الزراعية هي:

- 3- indoleacetic acid (IAA)
- 3- indolebutryric acid (IBA)
- 2.4 - dichlorophenoxy acetic acid (2,4- D)
- 2.4.5 – trichlorophenoxy acetic acid (2,4,5-T)
- 4.4 chlorophenoxy acetic acid (CPA)
- 4- amino- 3,5,6 – trichloropicolinic acid (piehlorm or TCP).

أما السيتوكينيات المهمة للبيئات الزراعية الغذائية فهي :

- 6- benzylamino purine (BAP)
- 6- benzyladenine (BA)
- isopentenyladenine (IPA)
- 6- y – y – dimethtlaly amino purine (Zip)
- 5- (4- hydrory – 3 methyl – trans – 2 – butenyla – mino) purine – lzeatin)
- 6- furfurl – amino purine (Kinetine)

وقد لا نحتاج بعض الأنسجة النباتية إلي تواجد السيتوكينين في البيئة الغذائية مما تحمله في تركيبها الوراثي أصلا كما في حالة Nicotiana tabacum .

١٩ – ٢ – ٥ - تأثير المركبات العضوية الاخري Other organic compounds effects

من المواد العضوية التي قد تضاف عند الحاجة إليها مادة amino acid كمصدر للأحماض الامينية . وقد يضاف محسنات نمو أخري مثل L glutamine , L aspergine كمصدر من مصادر الأمونيا وقد تضاف adenine sulphate لكي تحسن من نمو وتكون الأفرع . وتساعد لبن جوز الهند (coconut milk) علي النمو والتميز للأجزاء النباتية في العديد من النباتات عند زراعتها في البيئات الغذائية فهي تحتوي من مواد تؤثر في سرعة انقسام الخلايا . وكما أن أوضحنا مسبقا أنه يمكن إضافة الخميرة كما في بيئة White لتحل محل العناصر الصغيرة أو الفيتامينات .

وقد وجد أيضا أن إضافة الفحم النباتي الفعال activated charcual (AC) قد يكون عاملا منشطا أو مثبطا ، فقد يؤدي إلي تشجيع النمو والتمييز العضوي organogenesis والتمييز الجنيني embryogenesis في العديد من الأنواع النباتية مثل حبوب لقاح الدخان وأجنة النخيل والبصل والجزر البري وغيره من النباتات ، وقد يكون له دورا مثبطا لنمو كل من فول الصويا وكالوس الدخان (جداول ١٩ – ٢). ويمكن أن يكون ذلك التأثير راجعا إلي أنه يعمل علي امتصاص المركبات المثبطة للنمو أو امتصاص هرمونات النمو النباتية من الوسط الغذائي. ويجب أن يغسل بحامض قبل إضافته للبيئة .

١٩ -٣ – تأثيرات الجزء النباتي المستخدم في الزراعة The explant effects

من المتعارف علية بان صغر حجم الجزء النباتي المستخدم يؤدى إلي احتمال عدم نجاح النمو والتكشف فيما بعد . وتختلف أطوال الأجزاء النباتية المستخدمة للنباتات المختلفة ومصدرها . وكذلك يجب أن يكون الأجزاء النباتية من المرستيمات القمية وخالية أيضا من الفيروسات لضمان نموها بصورة عادية. وهناك تأثير واضح للأجزاء النباتية المأخوذة من النبات الواحد علي قابليتها علي التكوين الجنيني embryogenesis وإعطاء نباتات جديدة . وتختلف قدرة النباتات بصفة عامة علي إعادة التكوين فقد اختلفت نباتات ذوات الفلقة الواحدة بأجزاء نسيجية مختلفة في إعطاء أعضاء متباينة ، ويمكن أن تعطي نفس العائلة أعضاء متباينة كما في نباتات العائلة الزنبقية Tilaceac وقد

يندرج الإعطاء من إعطاء كامل إلي عدم تكون جنيني جديد بالكامل .كذلك يلعب العمر الفسيولوجي للأعضاء التي تعطي تكوينات جديدة دورا مهما فمن المعروف أن الأنسجة المرستيمية الحديثة أقدر وأنجح الأجزاء علي إعطاء تكوينات جديدة(جداول ١٩ – ٢) . كذلك فان الكالوسات المأخوذة من الأنسجة الحديثة النمو لها مقدرة كبيرة علي إعادة التكوين ه بالمقارنة مع الأنسجة التي في طور النضج .

١٩ – ٤ تأثيرات الضوء . The light effects

يلعب الضوء دورا مهما في زيادة التكوين العضوي Organogenesis للأجزاء النباتية explants عند زراعتها في البيئات الغذائية . وتختلف معظم النباتات فى الاحتياجات الضوئية ، ففي تجارب علي الدخان Nicotiana tabacum كان للضوء دورا مهما في نشوء الأفرع وإعادة نمو الجذور . وقد يكون أهمية الضوء هو تجمع النشا في الأجزاء المتكشفة. وقد يتداخل تأثير الضوء مع تأثير مستوي الهرمونات النباتية المضافة ، فقد تؤدي الأخيرة إلي تثبيط فعل الضوء في تنشيط تكوين البراعم في البيئة الغذائية الذي لا تحتوي علي السكر وقد يؤدي تواجد بعض المواد في الوسط الغذائي مثل morphactin علي نشوء البراعم في الظلام .

وتلعب طول المدة الضوئية دورا مهما في تكوين الأعضاء فمثلا مدة ١٦ ساعة ضوء هي الأفضل لتكوين الأزهار فى نبات الدخان . عموما ، يمكن القول بأن استجابة الأجزاء النباتية explants عند زراعتها إلي طول فترة الإضاءة يعتمد علي مستوي الأوكسين والسيتوكينين .

كذلك فأن التكوين النباتي المرتبط بطول الموجه الضوئية wavelength / أمر معروف مسبقا . فالأشعة الحمراء البنفسجية والحمراء لها تأثيرات مختلفة ومتباينة من هذا الشأن . ولذلك علاقة مع امتصاص الصبغات الموجودة في النبات والتي تعمل علي تحفيز النشاط والنمو والتكشف . فالكلوروفيل(ا) يمتص الضوء بطول موجة ضوئية ٤٤٠ ، ٦٨٠ nm أما كلوروفيل (ب) فيمتص الضوء بطول موجة ضوئية ٤٧٠ ، ٦٥٠ n m ومن الصبغات المهمة في النبات الضوئي صبغة Xanthophyll , Carotenoids وكليهما يمتص الضوء بين ٤٠٠ الى ٥٠٠ n m. كذلك وجد ان الضوء الأبيض والأحمر والأزرق تؤثر في عملية تكوين البراعم، حيث يشجع اللون الأحمر على تكوين الأزهار في مزارع الدخان ، في حين يحفز الظلام تكوين الجذور ولم يتأثر تكوين البراعم والكالوس بفعل طول الموجة الضوئية. وقد وجد ان زيادة تكوين البراعم تتأثر بالضوء الأحمر. وبصفة عامة، فان استجابة النباتات المختلفة إلى أطوال الموجات للأشعة المختلفة

تتباين بوضوح . وشدة الضوء intensity في الطورين الأول والثاني في زراعة الأنسجة والخلايا النباتية هي في حدود ١٠٠٠ شمعة ضوئية Lux إما خلال الطور الثالث فتتراوح ما بين ٣٠٠٠ – ١٠,٠٠٠ شمعة ضوئية Lux ، وتختلف الاستجابة ايضا بشدة الضوء من نبات لأخر .

١٩ –٥- تأثيرات درجات الحرارة Temperature effects

كما هو متعارف علية، بان النباتات المختلفة تختلف في الاحتياجات الحرارية. وبصفة عامة أوضحت معظم التجارب الخاصة بزراعة الأنسجة والخلايا إن أفضل درجة حرارة تتراوح ما بين ٢٥ °– ٣٢° م . كذلك يؤدى الاختلاف في درجات الحرارة بين النهار والليلي وتعاقبهما بصورة دائمة إلى زيادة عدد الجذور المتكونة. وقد وجد إن درجات الحرارة تسيطر تماما على طبيعة نمو البراعم العليا والسفلى وطبيعة تخصصها فى الأفرع الزهرية أو الخضرية. وقد تتداخل درجة الحرارة مع تأثير فعل الستيوكينين والاوكسين في البيئة الغذائية ، ففي نبات الخس أعطت الأجزاء النباتية أفرع عند درجة حرارة ١٧°م مع وجود تركيز عالي من السيتوكينين إما في درجة ٢٨°م فقدأعطت الأجزاء أفرع في غياب السيتوكنين مع تركيز عالي من الاوكسين في البيئة الغذائية.

١٩ – ٦ - تأثير الغازات في البيئة الغذائية The effect of gases in medium culture

من أهم الغازات التي لوحظ تواجدها في البيئات الزراعية المعملية هي غاز الاثيلين وثاني أكسيد الكربون والاثيانول والاستالدهايد . وبصفة عامة ، يلعب تركيزها وتداخلها مع الهرمونات المختلفة مثل الجبريلين (GA) ، الاكسين IAA ، IAA ، 2.4-D دورا مهما في الحصول على زيادة أو نقص تكوين النموات النباتية في البيئة ، فمثلا وجد ان التركيز العالي من غاز الاثيلين داخل نطاق الزراعة قد أدى إلى زيادة تكوين الكالوس عند زراعة نبات القطن المنزرع في بيئة زراعية محتوية على الجبريلين (GA). كذلك قد أدى إلى انخفاض عدد الألياف المتكونة بوجود الاكسين IAA. (انظرجداول ١٩ – ٢) لتبيان أهمية هذه الهرمونات في التكوينات النباتية المختلفة للانواع النباتية المختلفة).

١٩ -٧- تأثيرات القطبية Polarity effects

كما هو معروف إن هناك علاقة وثيقة للقطبية مع وجود الاوكسينات وانتقالها في النباتات. وقد اوضح كثير من الباحثين إن عملية توجيه البادئ على اسطح البيئة الغذائية قد تؤثر في تكوين أسرع أو أبطيء للأجزاء المختلفة وخاصة التابعة للعائلة الزنبقية . وتؤثر طريقة التلامس للعضو المنزرع

أو المنمى على البيئة الغذائية على نوعية الأعضاء المتكونة لهذا العضو وذلك من حيث عدد و تكوين وإنتاج الأفرع .

١٩ - ٨- تأثيرات عمليات إعادة تكرار الزراعة The sub culture effects

من المتعارف علية ، إن تكرار زراعة الكالوس أو الأنسجة النباتية عدة مرات يفقد هذه الأجزاء القابلية على التكوين والتكشف أو التميز أو التخصص . وقد أدى إضافة السيتوكينين إلى استعادة القدرة على التمايز والتخصص في بعض النباتات. ويمكن أن يكون الوقت عامل مهم لعودة الأجزاء التي نقلت عدة مرات لان تبدأ في التمايز وإعادة النمو والتكشف وهذا شائع في مزارع أنسجة الجذر. وقد يرجع السبب إلى انخفاض مستوى منظمات النمو الداخلية أو إلى تراكم وجود الكروموزومات الشاذة مثل حالات التضاعف المختلفة والتي نجدها في أثناء عمليات النقل المتكرر، كذلك يمكن إن ترجع إلى عدم تكوين الحزم الوعائية عند زراعة الكالوس في منطقة نشوء الأفرع والتي تعرف باسم المنطقة الوسطى والمشتملة على النسيج المرستيمي حيث تتكون في هذه المنطقة خلايا عديدة متميزة .أضف إلى ذلك فأن وجود أو نمو النموات المختلفة في هذه المعاملات الكيميائية (مكونات البيئات) يؤدى إلى أو يساعد على تكوين الطفرات الضارة في كثير من الأحوال.

١٩ – ٩ – تأثيرات التركيب الجيني Genotype structure effects

مما لاشك فيه بان التركيب الجيني ضمن النوع الواحد يلعب دورا مهما في زراعة الأنسجة معمليا وهذا سبب فشل بعضها ونجاح الأخر لنفس النوع النباتي الواحد. وقد تكون الاستجابة للنمو والتكشف راجعة إلى الحاجة إلى تركيزات معينة من العناصر والهرمونات النباتية الأزمة لان يعبر التركيب الوراثي عن نفسه ويبدأ في النمو والتكشف . كذلك لوحظ إن الاستجابة للسيتوكينين يسيطر عليها اثنين من العوامل الوراثية . وهناك دلائل كثيرة توضح او ما يثبت ذلك وخاصة في نبات الأرز والذرة الشامية حيث تلعب خلفية التركيب الوراثي genetic background دورا مهما في هذا الشأن خاصة فيما يتعلق في قدرة وللاستجابة على إعطاء نموات كالوسية.

نتائج بعض البحوث:

اجري نوار وآخرين ١٩٩٧ تحليلا وراثيا اشتمل على صفات callus growgth rate and callus morphology. في مجموعتين من الهجن التبادلية عددها ١٥ هجين فردى ناتجة من ستة سلالات نقية من الذرة الشامية .ويمكن تلخيص أهم النتائج في النقاط التالية:

1 - In the first set,the additive component (D) was significant for callus growgth rate and callus morphology. Significant values of the dominance component (H1) were obtained for all traits including callus traits and significant and / or nonsignificant correlation were obtained among yield and each of callus growth rate and callus morphology .

2 – In the second set, significant values for dominance component (H1) were obtained for all traits except growth rate . Values of dominance (H1) were larger in magnitude than respective additive values (D) for most traits. The regression slopes (WR/VR) of callus growth rate, and callus morphology were significantly differed from unity , indicating that the complementary type of epistasis was involved.

منشور تحت عنوان :

Nawar,A.A.,A.I.Fahmi and S.A.Salama,1997. Genetic analysis of yield components and callus growth characters in maize (Zea mays L.). J. Genet. &Breed.52:119-127

الفصل العشرون

تغيرالتركيب الوراثي للنبات بأسلوب الهندسة الوراثية

Molecular Approaches to Altering plant Genotypes

٢٠-١ مقدمة

يشتمل هذا الفصل علي تكنيك عزل الجين وإعادة ترتيب أو توليف الحمض النووي AND Recombinant ثم إدخال هذه الجينات داخل النبات واستنباط التركيب الوراثي المتغير الجديد . وهذا هو جوهر علم الهندسة الوراثية . وسوف نتناول في هذا الفصل بعض الموضوعات الهامة مثل ماهية طرق إعادة توليف الحمض الامينى النووي الجزيئي ودور إنزيمات القطع والربط فى عملية إعادة توليف الكروموزومات ودور الموجهات او الناقلات vectors في هذا الشأن وكذلك أنواعها المختلفة . ثم نتطرق إلى أهم الطرق المختلفة لنقل الجينات أو الحمض الامينى النووي المخلق داخل الخلايا النباتية. ولعل موضوع استخدامات المعلمات النووية الجزيئية الوراثية Molecular markers بأنماطها المتعددة والمختلفة من الموضوعات الهامة للمساعدة في إجراء طرق الانتخاب المختلفة وهذا ما نسعى لبيانه هنا بشي من التفصيل نظرا إلى اهمية لمربى النباتات.

٢٠-٢ ــ طرق إعادة توليف الحمض الامينى Recombinant DNA methods

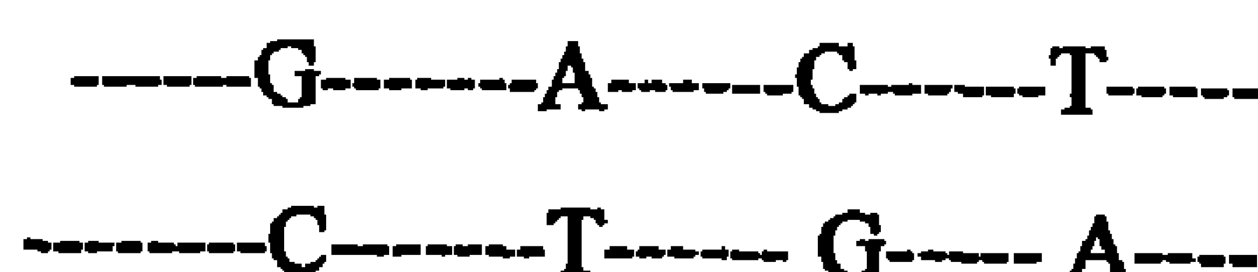
يعتمد تكنيك إعادة تركيب أو توليف DNA علي تلك الشظايا fragment من DNA والتي تحمل المعلومة الوراثية المهمة أو المرغوبة the appropriate information والآتية من مصادر وراثية مختلفة للالتحام مع الموجهات المختلفة أو الناقلات the vectors لتسمح للحمض النووي عليها DNA بان يتكرر في خلية العائل host cell DNA ويصبح جزءا لا يتجزأ من تركيبة الوراثي الأصا. ثم تعبر تلك عن نفسها تعبيرا كاملا في منظومته الوراثية . وبذلك يمكن إن يتغير الشكل المظه ت وعليه فيمكن تحسين المحاصيل عن هذا الطريق (شكل ٢٠ ــ ١). وسوف نعود لهذا الموضوع لاحقا.

ويجب علي الباحثين أولا كخطوة أولي تحديد وعزل الحمض النووي DNA الذي يشتمل عليه الجين والمعبر عن الصفة الوراثية المراد نقلها . إذن الخطوة الأولي هي حمل هذا الحامض النووي المولف خارجيا علي هيئة شظايا تحمل هذا الجين المرغوب . وهذا يتم عن طريق استخدام إنزيم يسمي

restriction endonuclease . وقد تم اكتشاف هذة الانزيمات Hamilton Smith ورفاقه ١٩٦٨، وهذة الأنزيمات عبارة عن مجموعة كبيرة من الإنزيمات المعزولة من الخلايا البكترية. وهذه الأنزيمات تحلل الترابط الفسفوري phosphodiester الموجود في سلسة back bone للحمض النووي DNA في مواقع محددة أو خاصة at specific sites تحدد بواسطة تتابع القواعد by sequence of bases in the DNA . ومن أربعة إلي ستة أزواج قواعدية a four– to six pair تكون كافية يتم بعدها عليها القطع بواسطة الإنزيم المحدد وهناك أكثر من ٢٠٠ أنزيم من restriction endonuclease معروفة مع أكثر من مائة منطقة أو موقع محدد وهذه المناطق أو المواقع موجودة عشوائيا في أي حمض نووي DNA . وغالبا ما يكون هناك سهولة أو إمكانية إيجاد الأنزيم المعين التي ينتج شظية DNAالمشتملة علي الجين المرغوب . وأحيانا يحتاج الأمر إلي توليفات مختلفة من تلك الأنزيمات restriction endonuclease وذلك للحصول علي الشظية من الحمض النووي DNA المرغوبة والمطلوبة .

ملاحظة هامة :

١ – وضع Watson، Crick عام ١٩٥٣اسس البنية الحلزونية للحمض النووى DNA . وقد أوضحا بأنة يتكون أو يتألف شطرDNA من سلسلة النيوكليدات nucleotlites في كل منها احد القواعد النتروجينية الأربع Cytosine (c) , Thymine (T), Guanine (G) and ALenine (A) . وتقترن (A) فى احد شطري الحلزون المزدوج ب (T) في الشطر الأخر كما تقترن (G) مع (C) وهكذا اى سيكون التقابل كمايلى:



٢- تقطع الإنزيمات المستخلصة من البكتيريا حمض DNA في أماكن محددة هنا وهناك ، فمثلا يقطع إنزيم الاندو نيوكلييز الشائع الاستعمال المسمى ECOR I جزئي DNA كلما وجد تسلسل مثل G \\ AATTC كذلك يقطع الاندو نيو كلييز المسمى Sma I التسلسل GGG \\ CCC وكذا ويوضح الجدول التالى ٢٠ – ١اهمها ومناطق القطع المختصة بها .

Table 20 – 1:Selected Restriction Endonucleases and their Recognition palindromes and cutting sites.

Restriction Endonuclase	Recognition Plindrome*
Alul	AG \\ CT
Bam HL	G \\ GATCC
Bgl II	A\\ GATCT
ClaI	AT \\ CGAT
EcoRI	G \\ AATTC
H AE III	GG \\ CC
Hind II	GT py \\ pu AC
Hind III	A \\ AGCTT
Hpa II	C \\ CGG
KpnI	GGTAC \\ C
MboI	\\ GATC
Pst I	CTGCA \\ G
PvuI	CGAT \\ CG
Sal I	G \\ TCGAC
Smal	CCC \\ GGG
Xma I	C \\ CCGGG
NotI	GC \\ GGCCGC

*After: Introduction to Molecular biology, Peter Paolella.

وقد أصبح ألان من الممكن التنبؤ بموقع الترتيب للمواقع الجينية وأيضا بفضل بعض من طرق الإحصاء . وبواسطة هذه الإنزيمات يمكن للمرء أن يجعل من جزء DNA الطويل إلى أجزاء صغيرة كل منها بضع مئات إلى عدة ألاف من القواعد النيتروجينية . ويمكن فصل كل قطعة عن الأخرى بواسطة استعمال طريقة Gelelectrophorsis التي تفصل الجزيئات بناءا على حجمها ويمكن بعد ذلك تحليل كل قطعة على حدة .

٢٠ – ٣ - الربط Splicing

تعتبر عملية تكنيك إعادة توليف أو تركيب الحمض النووي DNA عن طريق ربط الشظايا المختلفة له ببعضها البعض من أهم وأعقد المشاكل التي تواجه العاملين في هذا المجال . وهناك عدة طرق لربط تلك الشظايا معا وهي :-

1- Ligation of fragments with cohesive ends produced by restriction endonuclease cleavage

ارتباط الشظايا بنهايات لاصقة(الزجة) ناتجة من تشقق الاندونيوكليز المحدد.

2 - blunt – end ligation نهايات الربط غير الحادة (النهايات العمياء)

3 - synthetic linkers الروابط تركيبية

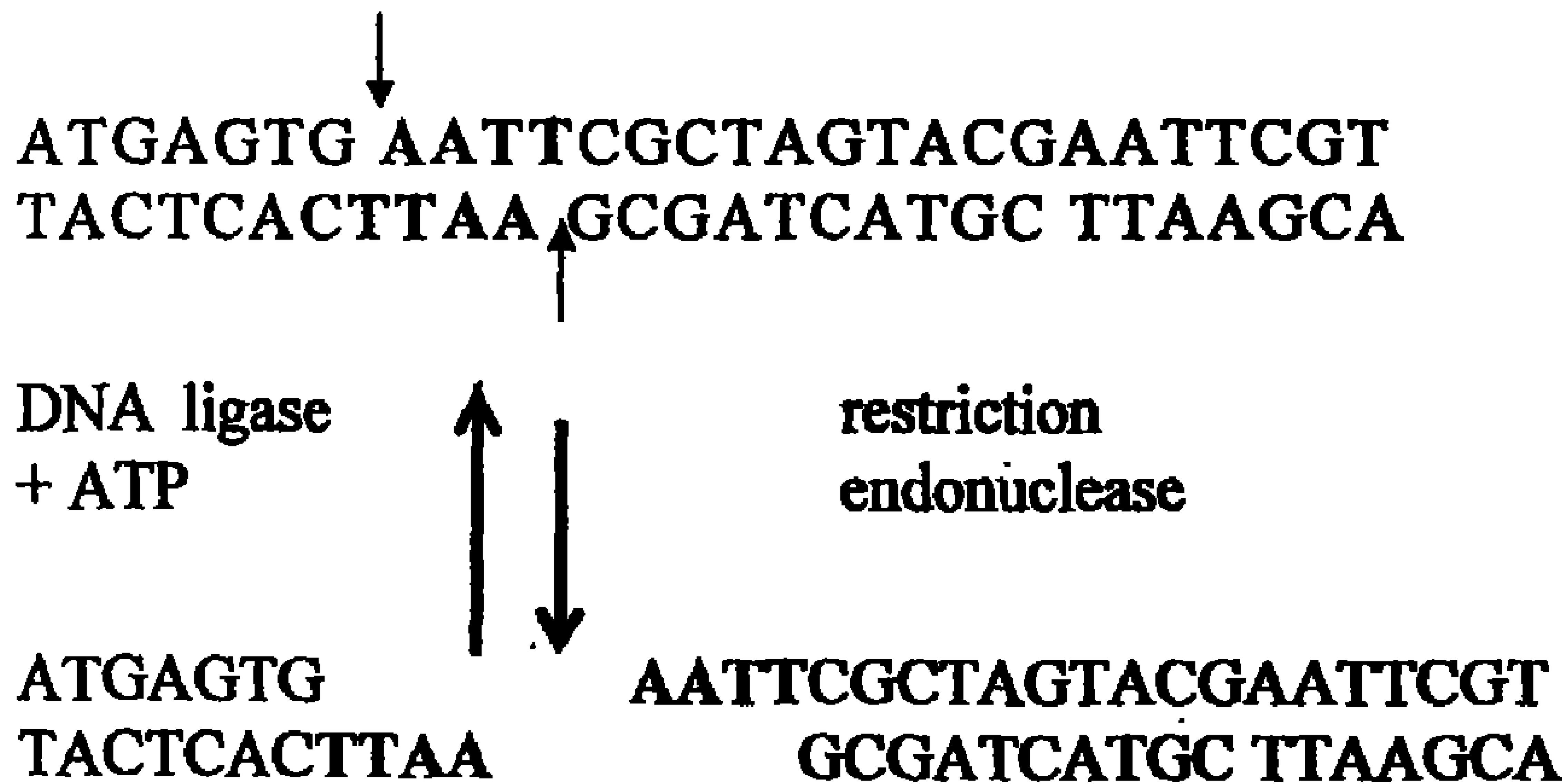
4 - synthetic tailing الأطراف تركيبية

وسوف نتناول بالتفصيل هذه الطرق كما يلي:

١ - الارتباط أو الربط بالنهايات اللاصقة أوالزجة Cohesive ends ligation

عندما يقطع الأنزيم المحدد restriction endonuclease حبلى الحمض النووي double DNA stranded DNA molecules فأنه يجعلها قطع صغيرة تسمي شظايا حمض نووي DNA fragments . وحيث أن نهايات هذه الشظايا تكمل بعضها البعض فإنها تلتصق معا بشكل جديد - re from مكونة شريط حمض نووي جديد مكسور فى رابطة السكر والفوسفور (تسمي nicks) أو الحزوز وهذه الأنماط أو الأشكال من النهايات تسمي بالنهايات اللاصقة أو اللزجة cohesive or sticky ends ويوضح ذلك شكـــل ٢٠ – ٢.

شكل ٢٠ -٢ فعل أنزيم restriction endonuclease على الــDNA



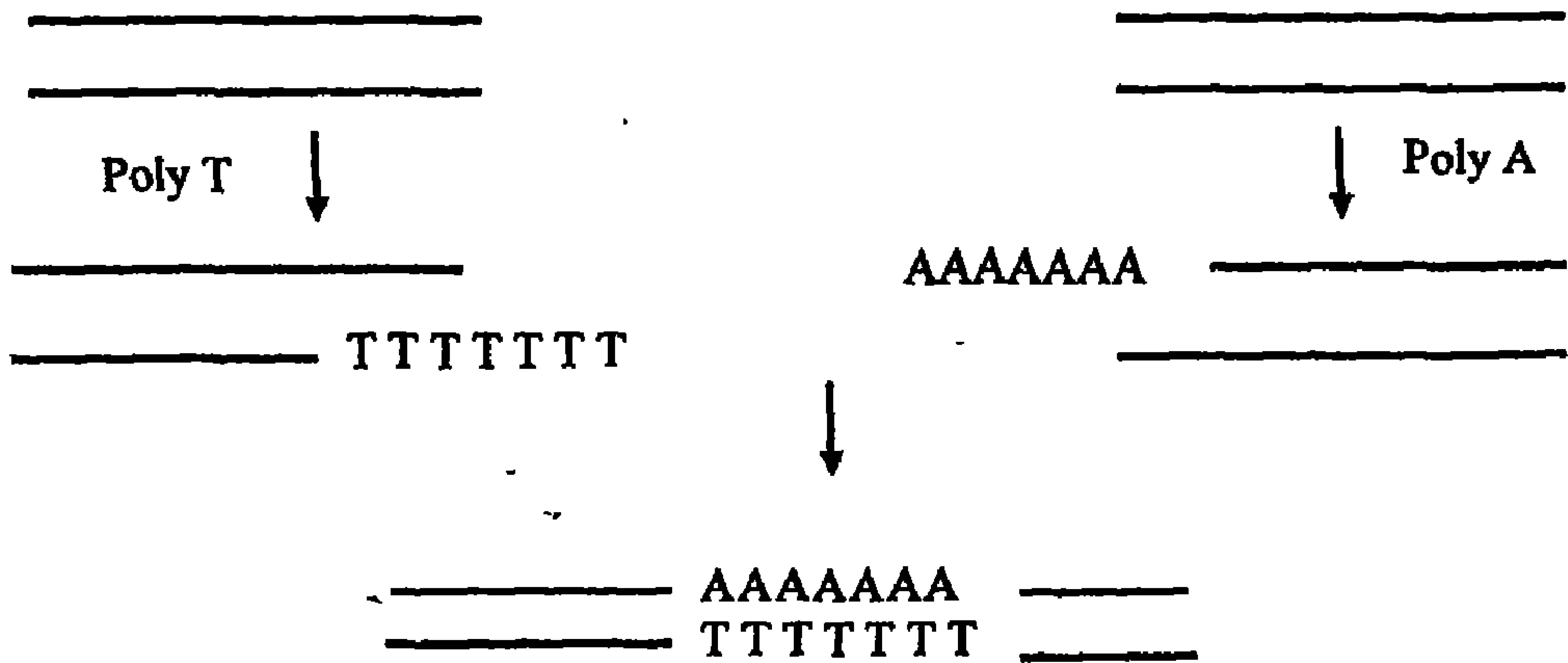
ويتم بعد ذلك إصلاحهما repaired بواسطة أنزيم يسمي DNA ligase (شكل ٢٠ -١) وعندما يرتبط DNA النووي الجديد ويصبح قادر علي التكرار أو النسخ to replicate في خلية العائل يسمي حينئذ بالحمض النووي المؤلف Recombinant DNA molecules.

٢ ـ طريقة نهايات الربط غير الحادة أو النهايات العمياء) Blunt end ligation

تعتمد هذه الطريقة علي أن الرابط (the DNA ligase) يمكن أن يربط شظيتين من DNA خاصة إذا كان نهايتهما غير حادة are blunt . (أي لا يحوزان علي خيوط أو حبال فردية مفرودة أي متباعدة have no single - strand extensions). وعلي أية حال فأن الكفاءة هنا تزيد بمقدار (١٠×) عندما تكون تلك النهايات لزجة .

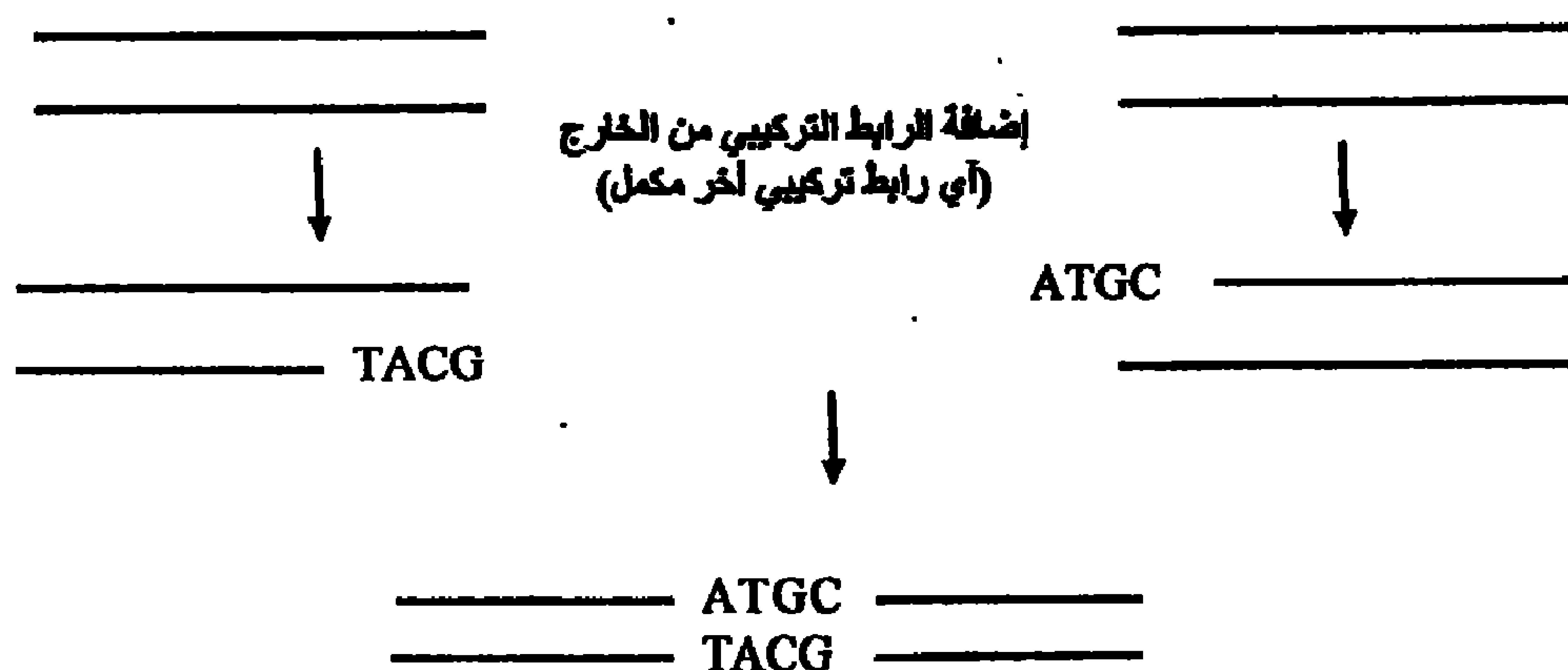
٣ ـ طريقة الروابط التركيبية Synthetic linkers

تعتمد على إن هناك تباين أو اختلاف في الطبيعة الكيماوية المحضرة للرابط DNA النووي لطرف الرابط الغير حاد blunt end ligations الخاصة بشظايا DNA . وفاعلية تفاعل الرباط يمكن زيادتها بواسطة استخدام مزيد من الروابط Linkers أو الوصلات . وتتابع القاعدة The base sequences لهذه الوصلات أو الروابط يتم فيما بعد وعندما تترافق وتلتحق شظايا DNA ، هذه يمكن أن تقطع بواسطة أنزيم نووي محدد Restriction eudonuclease تناسب لإنتاج sticlly ends أي نهايات لزجة ـ نهايات والتي يكون لها فعالية أكثر في عمليات الربط نفسها .



٤ - طريقة الأطراف التركيبية **Synthetic Tailing**

تعتمد هذه الطريقة على وجود المبلورات المتماثلة المكملة Specific complementary homoploymer (وهي عبارة عن مجمع polymer لنيوكليدات nucleotide مفردة أو فردية وتلك يمكن أن تضاف إلي نهايتي DNA's ليرتبطا سويا باستخدام الأنزيم الطرفي الناقل Nucleoseide triphosphates كمادة لزيادة طول أحد حبلي DNA كطرف غير حاد فمثلا المبلمر المتماثل the homopolymer الخاص بالجوانين Guanine (G) يمكن أن يضاف إلي احدي الشظايا والمبلمر المتماثل الخاص بالسيتوسين Cytosine (C) إلي الشظايا الأخرى . وحيث أن G , C هما زوج في سلسلة Watson - Crick فإن هذه النهايات تلتصق معا كل واحد مع الأخر وتكون ارتباطا فعال لتكوين التوليفة .



٢٠ -٤- الموجهات أو الناقلات **Vectors**

في المجال النباتي هناك طرازين أو شكلين لـ DNA يمكن أن يكونا كموجهات أو ناقلات Vectors وهما :

- Plant viral origin and
- Plasmid from the plants bacterial Pathogen Agrobacterium

١ - الفيروسات **Plant Viruses** (يمكن القول عنها بأنها بكتريوفاج Bacteriophage)

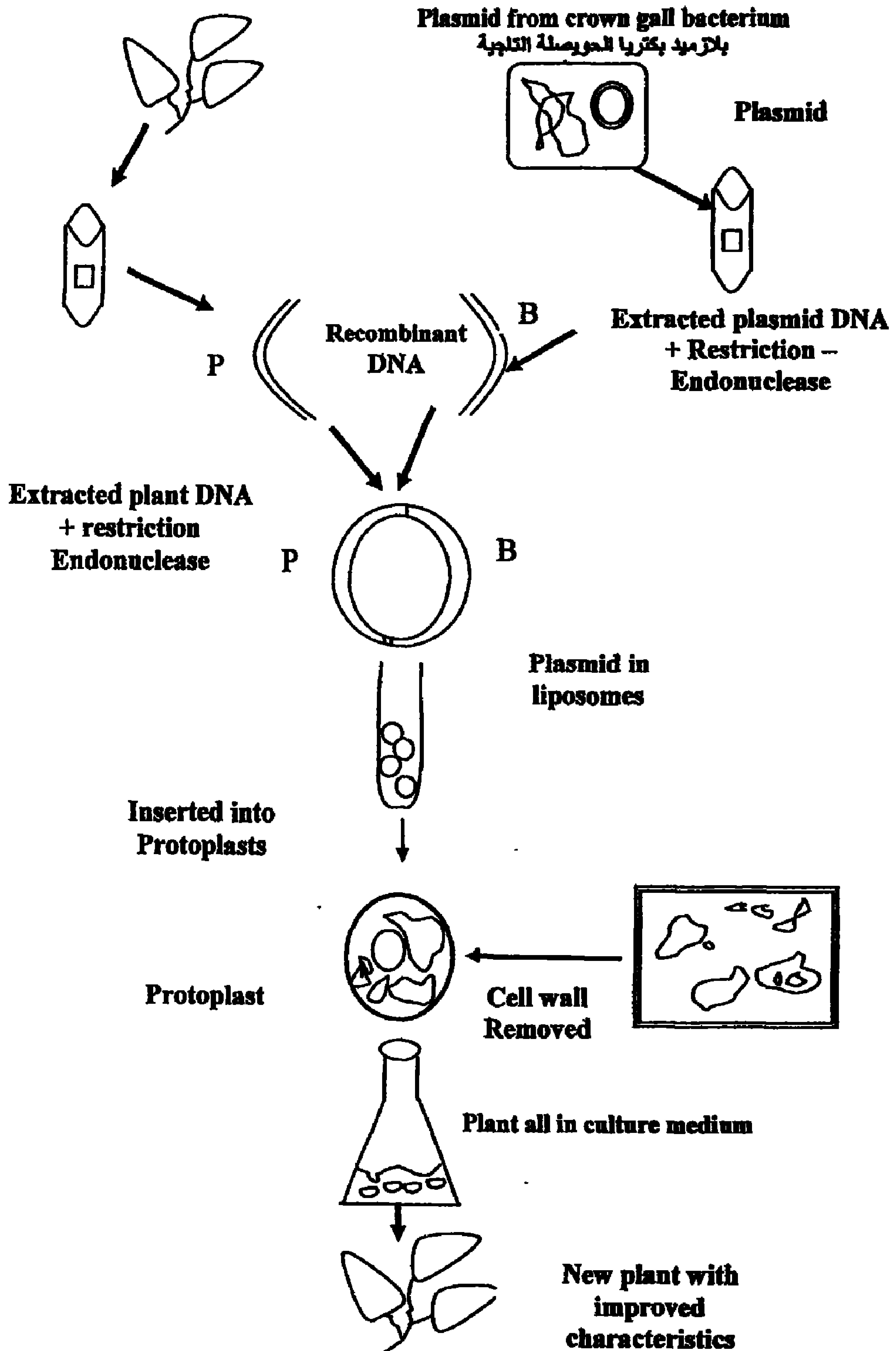
معظم الفيروسات النباتية تحتوى على حمض امينى ريبو نيوكليك ribonucleic (DNA) acid. وتلك الناقلات أو الموجهات لا تصلح لأنها غير مفيدة أو غير فعالة في تجارب توليف

DNA ، إلا إن بعضها له أو يحوز على خيطيين أو حبلين مما يجعلها صالحة لان تكون كناقلات أو موجهات فمثلا DNA فيروس موزييك نبات القرنبيط يمكن أن تكون نافعة . وعموما، فمجال هذا التكنيك مازال محدودا حتى الان وربما في المستقبل يمكن استخدامه بأسلوب recombinant techniques خاصة إذا كان يحمل جينات مفيدة . وتوجد بعض المشاكل عند استخدام bacterial viruses كموجهات أو ناقلات . ومن أهم مشاكل استخدام DNA الفيرسى (viral DNA) هي إن ال DNA نفسه يبقى في السيتوبلازم ولا ينتقل إلى الانوية ويتآلف مع DNA في كروموزومات الخلية النباتية المنقول إليها أو فيها وعلية فتصبح عملية توريثه مستحيلة .

٢ - بلازميد الحويصلة الناجية **Crown Gall plasmid**

من المعروف أن بكتريا Agrobacterium tumefactions تسبب أمراض نباتية مثل أمراض الحويصلة أو التدرن التاجية crown gall (وهي مجموعة من الخلايا المرضية في الجسم) في جذور المحاصيل ثنائية الفلقة مثل المحاصيل البقولية . وهذه البكتريا لها القدرة على نقل جزء من البلازميد Ti - plasmid والتي يطلق عليها T - DNA إلي الجينوم النووي النبات نفسه وتتحد مع incorporated الـ DNA النووي لخلية نبات العائل وتصبح جزء من موروثاته كما يحدث في الحالة العادية وتعبر هذه الجينات الحاملة لهذا الجزء عن خصائصها كما في الحالة العادية . ويخدر الإشارة أيضا إلي أن هذه الجينات المنقولة تعمل علي تنشيط خلايا النبات للنمو بسرعة (كشكل من أشكال الشرطان النباتي) . ويوضح الشكل التالي ٢٠ – ١ طريقة العمل بهذه الطريقة . ويمكن تنفيذ الطريقة باستعمال خلايا من الكالوس المستخلص من شرائح جذرية root slices لهذا السرطان النباتي بعد اختيارها وانتخابها جيدا علي أساس قدرتها علي النمو السريع بدون إضافة أي هرمونات . وهذا الاختيار مهم في مثل هذه الخلايا المتغيرة transformed cells للتأكد بأنها تحمل خصائص وموصفات الحمض النووي DNA الناقل . وبعد تنمية هذه البكتريا على الأنسجة النباتية تنقل النباتات إلى بيئات تشتمل على مضادات حيوية لقتل البكتريا وللتمييز بين النباتات المحولة وراثيا عن تلك الغير محولة. ولعمل جروح فى النبات الأصلي أو العائل أو المنقول إلية يمكن استخدام الملاقط أو بودرة الكاربوراندم Carborandum أو استخدام منشطات مثل Acetosyrngone or Xylose وتلك تتواجد طبيعيا عند حدوث جرح في الخلايا النباتية.

شكل ٢٠-١ خطوات الهندسة الوراثية المستخدمة في تحسين المحاصيل الزراعية



وهناك مشاكل أثناء وبعد إجراء عملية النقل وهي تتلخص في الآتي :-

1- Replication
2- Gene expression
3- Gene regulation
4- Phenotypic expression
5- Promoter sequences
6- Regulatory sequences
7- Chemically synthesized genes

٢٠ – ٦ - الهندسة الوراثية النووية أو الجزيئية Molecular Genetic Engineering

مما لا شك فيه أن زيادة المعرفة عن كيفية التعبير الجيني how gene expression قد مكنت العلماء من ضبط نظام تتابع وتوليف الجينات regulatory sequence - promoter gene recombinants أي تغيير تتابع سلسلة الأحماض الامينية في البروتين (بواسطة التغير في جيناته) في خلايا الأنسجة النباتية مما يتيح الفرصة لتغير الشكل المورفولوجي للنبات .

ومن المعروف أن تكنيك علم الوراثة النووية قد قطع شوطا كبيرا في التقدم في مجال الكائنات الحية الدقيقة ، مع أن هناك اختلافات بينها وبين النباتات الراقية من حيث الهيكل الكروموزومي إلا أنه يمكن تطويع هذا التقدم في مضمار النباتات المنزرعة .

أن مجال هذا العلم ، زراعة الخلية ، البرو توبلاست و زراعة الأعضاء وتوليف الحمض النووي الجديد ، كل هذه المجالات أعطت معلومات جيدة ومفيدة في مجالات أخري مثل genetic manipulation والعلاج الوراثي وعلم الخلية وزيادة التباين للمساعدة في إجراء عمليات الانتخاب النافع والإكثار النباتي .

٢٠ ـ٧ـ طرق نقل الجين Gene transfer Methods

١ـ طريقة الإصابة بالبكتريا الزراعية لنقل الجين

Agrobactrium mediated Gene Transfer

سبق وان تعرضنا بالتفصيل عن هذا الموضوع ، وقد أوضحنا بأن بكتريا Agrobacterium tumefuciens والتي تسبب مرض التدرن التاجي في بعض جذورا لمحاصيل البقولية اى ثنائية الفلقة تعتبر بلا شك أفضل ناقل طبيعي للعامل الوراثي المرغوب بهدف إنتاج النباتات المحولة وراثيا. فهذه البكتريا لها المقدرة علي نقل جزء من البلازميد والذي يطلق عليه Ti- Plasmid إلي الجينوم النووي للخلايا النباتية حيث يتكامل هذا البلازميد والذي يطلق عليه Transferred DNA T-(DNA مع جينيوم النبات العائل وينتقل إلي نسل النباتات المحولة ..

ولعل عمليات العدوى البكتيرية من الأمور الهامة في هذا الشأن ، ولزيادة معدل العدوي بسلالة البكتريا يمكن استخدام وسائل ميكانيكية مثل الملاقط أو استخدام بودرة Carborandum الكاربوراندم لعمل جروح في النبات المستقبل أو العائل . وهناك بعض المواد الكيماوية مثل الجلوكوز أو Xylose أو acetosyringone يمكنها تنشيط عملية العدوى بسلالة بكتريا الأجروباكتيريم ومثل هذه المواد تتواجد طبيعيا عند حدوث جرح في خلايا النبات وتلعب دورا هاما في حدوث العدوى .

٢ـ البروتوبلاست والنقل المباشر Protoplast and direct transfer

أيضا فقد سبق لنا التعرض لهذا الموضوع وعند استعراض موضوع الدمج الكيماوي باستخدام مادة Polyethylene glycol ((PEG) والتي تعتمد على التركيزات العالية منها ومن أيونات المنجنيز والكالسيوم ، وطريقة الكهربائي اى استعمال النبضات الكهربائية القصيرة ذات الجهد العالي electroporation (استخدام نبضة كهربائية عالية الجهد لفترة قصيرة حوالي 1500V/Cm لمدة ١٠ ثواني أو نبضات ذات جهد كهربائي أقل ولمدة أطول أي ٥٥٠ V/Cm ثانية) وهذه تمكن من عمل ثقب في الجدر النباتية للنبات المعامل. وقد أوضحنا مسبقا شكلا يوضح العمل بطريقة الدمج الكيماوي.

٣ـ طريقة بندقية العامل الوراثي Biolistis or Particle gun

وتعتمد هذه الطريقة علي الدفع السريع للجينات المرغوبة إلي داخل الخلايا أو الأنسجة باستعمال بندقية العامل الوراثي أو Genetic particle gun ، وفيها تستخدم جزئيات دقيقة (٠,٣ ـ ٠,٥

مبكرون) من معدون التنجستين أو الذهب وتكون مغطاة بالحامض النووي ويتم دفع هذه الجزئيات micro projectiles إلي داخل الخلية حيث تثقب وتخترق الجدار الخلوي حيث تلتصق وتتكامل جزئيات الحامض النووي DNA مع الجينوم النووي للنبات

٤ـ طريقة الحقن الدقيق Microinjection

وفيها يتم استخدام أنبوب شعري ميكروسكوبي صغير للغاية ومصنوع من الزجاج قطرة يتراوح من مبكرون واحد إلي عدة ميكرونات وذلك يحقن محلول الـ DNA إلي السيتوبلازم أو إلي نواة الخلية الحية والطريقة تجعل الخلية التي تم حقنها تستمر في النمو والتكاثر. وقد استعملت وحققت نجاح ملموس في البرسيم الحجازي . ومما يحد من استعمالها على النطاق الواسع أنها تحتاج إلي مهارة أعلي وأدوات أكثر تعقيدا.

٥ـ طريقة Micro targeting

يعتمد تنفيذها على استخدام جهاز جديد يسمح بتوجيه جزيئات micro projectiles إلي المساحات الصغيرة جدا في القمة النامية لبادرات المحاصيل النجيلية . وهذا الجهاز يجمع بين مزايا طريقة الحقن الدقيق (حيث يمكن تحديد مكان وصول الـ DNA) ومزايا طريقة Biolistics (حيث يتم نقل الجينات إلي عدة خلايا مرة واحدة) .

٢٠ـ ٨ ـ العلامات المميزة الجزيئية Molecular markers

وكما أوضحنا مسبقا بان هذه التقنيات الجديدة والمبشرة قد ساعدت أو ساهمت في فهم أدق واشمل للتركيب والتحليل الوراثي للنباتات وتمييز الجينات وإمكانية تحسين كثير من صفات النباتات واستخدامها في رسم الخرائط الكروموسومية Dendogram وتحديد البصمة الوراثية DNA Fingerprinting وتقييم درجة التباعد الوراثي Genetic diversity . ومن مميزات استخدامها:

- أنها معلمات ثابتة stable
- عدد المعلمات التي يمكن استخدامها لا نهائي .
- يمكن اكتشافها في جميع الأنسجة بصرف النظر عن الخلية التي يكون عليها حالة النبات من النمو أو التطور .
- الدراسة علي مستوي كواليات DNA

- لا تتأثر بالظروف البيئية أي بالثبات الوراثي .
- غالبا لا يظهر فيها التأثير المتعدد Pleiotopic effect أو تأثير التفوق epistasis ولا السيادة والتنحي حيث أن العلاقة بينها – co dominant . (سيدهم ٢٠٠٣- تربية النباتات لمقاومة الأمراض والحشرات – كلية الزراعة – جامعة بنها).

٢٠ – ٨ -١ أهم طرق المعلمات الوراثية

1 - Restriction Fragment length polymorphism (RFLPs) ,

2- Polymerase chain Reaction (PCR) – based markers such as Random, Amplified polymorphic DNAs (RAPD's),

3 - Sequence Tagged sits (STSs) ,

4 - Simple sequence Repeats (SSRs) ,

5 - Amplifed Fragment length polymorphisms (AFLPs) and

6 -Micro satellites .

وسوف نستعرض هنا بعرض من هذه الطرق بالتفصيل وكما يلي :

١- طريقة (RELP) Restriction Fragment Length Polymorphism

إن تقنية RFLP تساعد المربي علي التمييز بين الأصناف وتقييم الأصول الوراثية ، كما يمكن من خلالها التعرف علي العوامل الوراثية المسئولة عن الصفات المرغوبة وتحديد المواقع .

وقد أوضحنا مسبقا دور إنزيمات القطع المحددة في عمليات القطع والزق أو اللحم للشظايا الكرموزومية. وفي هذه الطريقة يتم عزل أو استخلاص الحمض النووي DNA من النسيج النباتي وبعد ذلكويتم هضمه باستخدام إنزيمات قطع محددة مثل EcoRI أو BamHI أو HindIII أو EcoRV . ثم تجري علية فيما بعد عملية فصل باستخدام جهاز الاليكتروفوريس Electrophasis مع جيل الأجاروز - Agarros gell ثم يتم نقل قطع أو شظايا الـ DNA باستخدام تقنية Southern blotting علي أغشية من النايلون Nylon membrane ثم يضاف بعد ذلك منقب الحمض النووي DNA probe (شريط مفرد من قطعة أو شظية معينة من الحمض النووي ويتم تعليمه باستخدام الفسفور المشع فو ٣٢) حيث يتم التهجين بين المنقب والقطعة (شظية معينة) المقابلة له (تبعا لازدواج القواعد) ويتم بعد ذلك إجراء التصوير بالإشعاع الذاتي ويسمح ذلك بروية الحزم المتكونة والمتعددة في الشكل الظاهري polymorphism ويتم تحديد العلامة المميزة علي المستوي الجزيئي . وتعطي هذه الطريقة عدد أقل من الأشكال المتعددة polymorphism بالمقارنة بالطرق الأخرى من المعلمات الجزيئية .

٢- طريقة التفاعل المتسلسل لأنزيم البلمرة (PCR)

Polymerase Chain Reaction

في هذه الطريقة يمكن باستخدام كمية بسيطة من الحمض النووي يمكن مضاعفتها وزيادتها إلي حوالي مليون ضعف في عدة ساعات بحيث تنتج كمية تكفي لإجراء الاختبارات والتحليلات المطلوبة. بهذه الطريقة يمكن من خلالها بناء حمض نووي DNA بالطرق الكيماوية في أنبوبة اختبار باستخدام جهاز خاص.

وفي هذه التقنية يتم بناء DNA جديد باستخدام سلسلتي بادئ من اوليجونيكلوتيدات oligonucleotide بحيث تكون واحدة منها مكملة للقواعد النيكلوتيدية الطرفية لكل من سلسلتي الـ DNA في وجود إنزيم بلمرة أو لحام معين . ويتم الحصول علي عدد كبير متضاعف من DNA من خلال إجراء عدة دورات يتم فيها انفراج خيط DNA علي درجة حرارة ٩٤ م في عملية تعرف باسم Denaturation ، ويتم بناء الحمض النووي الجديد علي درجة حرارة ٣٧م في عملية تعرف باسم Annealization ، وكلا من الحمض النووي الجديد والقديم يعملان كقالب يستعمله إنزيم البلمرة مرة ثانية في تكوين حمض نووي جديد . وهكذا بعد عدة ساعات من عملية التدوير والحرارة العالية والمنخفضة تتكون كمية كافية من الحمض النووي D NA .

٣- طريقة Random Amplified Polymorphic DNA او(RAPD)

تعتمد هذه الطريقة علي استخدام بادئ Primer بدلا من استخدام إنزيمات القطع كما هو الحال في تقنية الـ RFLP . وتُعتبر هذه الطريقة أسرع في تحديد درجة الاختلافات الوراثية في النباتات . وطريقة الـ RAPD عبارة عن شظايا من الحمض النووي DNA تم تكبيرها بواسطة تقنية الـ PCR وذلك باستخدام بادئات Primers ذات تعاقب عشوائي وبطول ٩-١٠ قواعد . ويتم فصل هذه القطع (الشظايا) باستخدام الاليكتروفوريسس جل أجاروز ، وعلي العكس من معلمات RFLP والتي تكون Co dominant نجد أن معلمات RAPD تكون سائدة dominant . ومن مميزات استخدام هذه الطريقة بأنها لا تعتمد علي استخدام منقبات معلمة بالإشعاع ولكنها تعتبر طريقة محورة من PCR ، فضلا عن إن الأشكال المتعددة Polymorphism الناتجة من هذه الطريقة تكون أكبر من تلك المتحصل عليها من طريقة RFLP . وتحتاج هذه الطريقة إلى كمية قليلة من الحمض النووي DNA . بيد ان الأشكال المتعددة Polymorphism الناتجة من هذه الطريقة تكون أكبر من تلك المتحصل عليها من طريقة RFLP ويمكن مشاهدة قطع الـ DNA باستخدام الاليكتروفوريسس جل أجاوز ومن ثم تتفادى التكلفة العالية المستغرقة في عملية التهجين باستخدام المنقبات المعلمة بالإشعاع radiolabel led probes . إلا أنة يعاب على هذه الطريقة إن نظام توريث المعلمات

يكون كأليلات مندلية سائدة dominant markers ، أيضا تتغير النتائج المتحصل عليها باختلاف ظروف إجراء الـ PCR مثل تغيير الجهاز المستخدم أو تغيير درجة الحرارة أو استخدام نوع آخر من إنزيم البلمرة Tag polymerase وارتفاع .معدل الفطور يكون أعلي فيصل إلي ٠,٨% بعد ٢٠-٣٠ دورة .

٤- طريقة Amplified Fragment Length Polymorphism (AFLP)

هذه الطريقة تعتبر أكفأ من طريقتي RFLP , RAPD السابق ذكرهما ويمكن استخدامها في عمل بصمة للحمض النووي DNA Fingerprinting وتحديد الكروموسومية وتمييز الأصناف المختلفة . وتتميز هذه التقنية بأن المعلمات فيها تورث علي أنها Partially co dominant .

أن هذه الطريقة تعطي أشكال متعددة Polymorphism أضعاف ما هو متحصل عليه من طريقة RFLP ، وبذلك تلعب دورا هاما في تحديد المواقع الوراثية المرتبطة بالصفات الكمية QTLS .

٦- طريقة Microstatellite or Simple Sequence Repeats (SSR)

تستخدم هذه التقنية في رسم الخرائط الكروموسومية ومقارنة مستويات التباين بين الأنواع والعشائر المختلفة . وتعتمد هذه الطريقة على تكرار تتابع معين من النيكلوتيدات داخل الحمض النووي DNA والذي يكون عدده فى كثير من الاحوال٢ -٣ نيكلوتيدة . وتنتج الأشكال المتعددة Polymorphism نتيجة الاختلاف في عدد تكرار النيكلوتيدات . و تتميز هذه الطريقة بأنها تعطي أشكال متعددة أعلي من طريقة RFLP ، تورث المعلمات كأليلات co dominant وهذا يعني أن هذه المعلمات يكون لها المقدرة علي تمييز جميع الأشكال morphs في الموقع الوراثي وتعطي معلومات أكثر من تلك المتحصل عليها من المعلمات السائدة وبالتالي يمكنها تمييز النباتات الخليطة في عواملها الوراثية.

٢٠ ـ ٩ - الأهمية التطبيقية لاستخدام العلامات الجزيئية في مجال تربية النبات

The importance role of utilization genetic markers techniques in plant breeding

ذكر سيدهم ٢٠٠٣ إن من أهم مزايا استخدام المعلامات المميزة الجزيئية molecular markers في مجال تربية النبات :

١- يمكن من خلالها وصف وتمييز التراكيب المختلفة ، فقد ذكرYu and Pauls(١٩٩٣ ج) أنه يمكن استخدام هذه الطرق في تمييز الأصناف ذات التباعد الوراثي بسهولة . وذكر Barcaccia وآخرون (١٩٩٤) أنه أمكن استخدام RAPD markers في عمل بصمة fingerprint للتمييز بين النباتات الطافرة . وذكر Pupilli وآخرون (١٩٩٥) إمكانية استخدامها كبصمة

لتمييز نواتج التهجين الجسمي بين أنواع البرسيم الحجازي الرباعية والثنائية . وكذلك ذكر Vos وآخـــــرون (١٩٩٥) أنه أمكن استخدام تقنية AFLP لعمل بصمة للحمض النووي DNA.

٢- يمكن الاستفادة من هذه الطرق في تكوين الخرائط الكروموسومية للجينومات المختلفة .

٣- يمكن استخدامها في تنقية السلالات النقية كما ذكر ذلك Ismail وآخرون (١٩٩٩) باستخدام تقنية الـ AFLP.

٤- يمكن عن طريقها تعليم الجينات الرئيسية tagging of major genes المسئولة عن مقاومة الأمراض والحشرات في الكثير من المحاصيل المنزرعة وهذه نقطة هامة جدا حيث أنه بمجرد تحديد الجينات المسئولة عن المقاومة لمرض ما يتم عزلها ونقلها إلي النباتات الحساسة للإصابة لجعلها مقاومة لذلك المرض ، كذلك يمكن استخدام هذه المعلمات في تحديد المواقع الوراثية المرتبطة بالصفات الكمية Quantitative Trait Loci) Paterson وآخرون ، ١٩٩١ ب).

٥- إمكانية تعظيم درجة الخلط الوراثي heterozygosis وبالتالي قوة الهجين وذلك باختيار الإباء والمتباعدة وراثيا عن طريق العلامات المميزة الجزيئية طبقا لما ذكره (McKersie and Brown ١٩٩٧) في البرسيم الحجازي .

٦- يمكن باستخدام هذه الطرق تحسين كفاءة عملية الانتخاب فقد ذكر كل من (McCouch and Tanksles ، ١٩٩١) أن استخدام الانتخاب المبني علي العلامات المميزة الجزيئية Marker assisted selection - يمكن أن يحقق المزايا التالية :-

أ- إمكانية الانتخاب في طور البادرة للصفات التي تظهر متأخرة في مراحل النمو مثل المحصول والعقم الذكري والمقاومة لبعض الأمراض والحشرات وغيرها.

ب- سهولة الانتخاب في حالة الصفات المتنحية والتي تحتاج إلي مجهود أكبر في حالة استخدام الطرق التقليدية.

جـ- يمكن إجراء الانتخاب للصفات التي يصعب التربية لها أو تكون مكلفة أو تحتاج لفترة طويلة مثل الصفات المورفولوجية للمجموع الجذري والتربية لسلالات معينة من المسببات المرضية والحشرات والمقاومة للجفاف والملوحة ونقص العناصر الغذائية وغيرها . ونظرا لأن الانتخاب لصفة مقاومة الأمراض والحشرات يمكن إجرائه بدون عدوي صناعية وهذا يترتب عليه تجنب أي أخطار قد تنتج من عدم تطبيق العدوي الصناعية بالطريقة السليمة كما أنه يمكن ممارسة

الانتخاب في المناطق التي لا يسمح فيها باستخدام أو إجراء العدوي الصناعية (1990 , Melchinger)

ء- إمكانية التمييز بين النباتات الأصلية والخليطة دون الحاجة إلي اختبار النسل (حيث أن معظم العلامات الجزيئية تكون (Co dominant) .

هـ- يمكن إجراء الانتخاب لأكثر من صفة في نفس الوقت (Lin وآخرون ٢٠٠٠)

و- في حالة التربية لمقاومة الأمراض والحشرات يمكن استخدام طريقتي السلالات المتعددة multilines وكذلك التربية الهرمية pyramiding بسهولة ويسر. فعندئذ التربية لمقاومة الأمراض والحشرات باستخدام هاتين الطريقتين يجد المربي صعوبة متمثلة في الوقت والمجهود اللازمين لإنتاج السلالات الأبوية وتكوين الهجن من خلال الطرق التقليدية ، ولكن باستخدام طرق العلامات المميزة الجزيئية يمكن تكوين السلالات الأبوية عن طريق التهجين الرجعي بطريقة أسرع وأكثر فعاليـــــة حيث ذكر(Tanksly وآخرون ١٩٨٨) أنه استخدم العلامات الجزيئية في برنامج التهجين الرجعي تؤدي إلي سرعة استرداد التركيب الوراثي للأب الرجعي في أقل عدد من الأجيال الرجعية وتقليل فرصة انتقال عامل وراثي غير مرغوب مرتبط من جين المقاومة .

وخلاصة القول أن استخدام المعلمات المميزة الجزيئية يمثل أداة هامة لمربي النبات خصوصا في الحالات التي تكون فيها طرق التربية التقليدية غير كافية لتحقيق أهداف البرنامج مثل التربية للصفات الكمية والتي يتحكم فيها عدد كبير من العوامل الوراثية وتتأثر بشدة بالظروف البيئية وكذلك عند الاستفادة من الجينات الموجودة في الأنواع البرية والمسئولة عن الصفات المرغوبة مثل المقاومة لأمراض والحشرات خصوصا إذا كانت تلك الجينات مرتبطة مع صفات أخري غير مرغوب فيها . وهنا تأتي أهمية المعلمات الجزيئية في تعليم الجينات المسئولة عن الصفات الهامة وتحديد المواقع المرتبطة بالصفات الكمية ورسم الخرائط الكروموسومية مما يساعد المربي علي تحقيق أهدافه بأسرع الطرق .(نقلا عن سيدهم تربية النباتات لمقاومة الإمراض والحشرات - كلية الزراعة – جامعة بنها ٢٠٠٢).

المراجع العربية

١- الروبي ، محمد ممدوح - مذكرات في تربية النبات ١٩٧١ ــ كلية الزراعة – قسم المحاصيل – جامعة الإسكندرية .

٢- الخشن ، علي علي - قواعد تربية النبات ١٩٧٠ ــ كلية الزراعة – قسم المحاصيل – جامعة الإسكندرية

٣- الروبي ، محمد ممدوح - مذكرات في تربية محصول الذرة الشامية ١٩٧١ ــ كلية الزراعة – قسم المحاصيل – جامعة الإسكندرية

٤- أبو النعاس ، أحمد عبد القادر - مذكرات في تربية المحاصيل ١٩٧٨- نوار ، عبد الحميد أحمد– كلية الزراعة – قسم المحاصيل – جامعة المنوفية .

٥- الخشن ،علي علي - قواعد تربية المحاصيل ١٩٧٥ ــ د/ فؤاد حسن خضر – كلية الزراعة – قسم المحاصيل – جامعة الإسكندرية .

٦- حسن ، أحمد عبد المنعم - أساسيات تربية النبات ١٩٩٨ - قسم البساتين – جامعة القاهرة

٧- حسنين ، سيد - ساسيات علم الوراثة ١٩٩٣– عبد التواب ، فتحي محمد– كلية الزراعة – قسم الوراثة – جامعة عين شمس .

٨- طنطاوي ، عبد العظيم - وراثة العشائر ١٩٦٨ ــ كلية الزراعية – قسم الوراثة – جامعة الإسكندرية

٩- طنطاوي ، عبد العظيم - أسس وتطبيقات الإحصاء البيولوجي ١٩٦٨ ــ كلية الزراعة – قسم الوراثة – جامعة الإسكندرية

١٠- طنطاوى ، عبد العظيم - أساسيات علم الوراثة ١٩٦٣ ــ كلية الزراعة قسم الوراثة – جامعة الإسكندرية .

١١ – طنطاوى ، عبد العظيم وراثة العشائر- ١٩٦٨ ــ كلية الزراعة – قسم الوراثة – جامعة الإسكندرية.

١٢ – طنطاوى ، عبد العظيم - الاحصاء البيولوجى الوراثى – ١٩٦٨ ــ كلية الزراعة – جامعة الاسكندرية.

١٣ – عشماوى ، عبد الحليم - الاحصاء الحيوى وتصميم التجارب -٢٠٠٨ -واخرين – قسم الوراثة – جامعة عين شمس – المكتبة الايكاديمية.

١٤- قاسم ، سعد- تربية النبات ١٩٧٠ – كلية الزراعة – قسم المحاصيل - جامعة أسيوط

المراجع الأجنبية :

Allared ., R.W and A.D Bradshaw 1964 . Implication of genetic–environmental interaction in applied plant breeding. Crop Sci. 4:503 – 508.

Allared . R . W, 1964 . Principal of plant breeding . Wiley ., N.y 485p . Batrant - Javier 1998 . Applied quantities genetic in plant breeding USA - Texas . M&H university – college station.

Baker , R.J. 1968. Issues in diallel analysis . Crop sci. 18 – 535 – 536 .Cockerham , C . E 1963. Estimation of genetic variance in genetic andplants beeding , WD Hanson and H.F Robinson , eds , pp53 – 94 . NAS – NRC Publ . 982.

Comstock , R.E 1979 . In bred lines versus the population as testers in reciprocal recurrent selection . Crop Sci. : 19 : 881 – 886.

Chaudhari , H.K 1971 , (2 nded) Elementary principles of plant breeding. Oxford I b h . Co. New Delhi.

Dudley , J . W and R.H Moll 1969 Interpretation and use of estimated habitability and genetic variance in plant bleeding . crop science . 9:257 – 262.

Eberhart , S.A and C.O Gardner, 1966 . A general model for genetic effects . Biometrics . 22 (4) : 854 – 88.

Gardner c.o and Eberhart . 1966 Analysis and interpretation of the varietycross diallel and related populations . Biometeries 22 : 439 –452.

Griffing , B 1956. Concept of general and specific combining ability inrelation to diallel crossing systems. Auste J of Biol and Sci. 9(4) : 4763 – 493.

Gamble , E.E 1962a. Gene effects in corn I – separation and relative importance of gene effects for yield .Can. J. plant Sci.– 42 : 339 – 348.

Gamble E.E, . 1962 b. Gene effects in corn II – Relative importance of gene effects for plant height and certain components attributes of yield . corn . J. plant sec 42 : 349 – 358.

Gardner C.O 1961. An relation of effects of mass selection on gield of corn. Crop sci 1:241 – 245.

Gardner . H,J, . 1984 principal of gentics . John wiley & sons , N.y Hallauer A.R, 1981 . selection and breeding methods Awoa state Uiv. press . Ames.

Kempthorne . V. 1956 . The theory of the diallel cross . Gen : Gen 41(4) .Matizinger , D.F and O. Kenpthorne 1956 The modified diallel table withpartional inbreeding and interactions and environment. Gen. 41 (6).

Hayman , B –1954 The analysis of variance of diallel table . Biom 10 : 235 – 244.

Hayman , B 1958. The separation of epistasis from additive and dominance variation in generation means. Herdity 12 : 371 – 390.

Hallauer A.R 1992 Reccurent selection in corn plant breading. Rev 10 wiley and sons . New York .

Hallauer AR. And J.B Miranda Fo, 1988 . Quentitive gentics in maize breeding . 2nd ed . Iowa State univ . Prees , Ames . U.SA.

Hallauer , A.R and Eberhart. 1970 Reciprocal Full – sib family selection crop sci 10 : 315 – 316.

Knapp, S.J , WW . stroup and W.M Ross . 1985 Exact confidence in levels for habitability on progeny mean basis crop sci . 25: 192 – 194.

Kenpthorne , V 1954 . The theoretical of correlation between relatives inrandom mating populations. Genetics 40 . 153 – 67 .

Molecular Manner Application in plant breeding . 1966, Workshop. Offered by the Applied Molecular Genteic Laboratory – (CIMMY.T.Int).

Mather , K 1949. poiometrical geneties. I sd edn . Methuen London .Patermiani , E and E, and R.Vencovsky 1977. Reciprocal recurrent selection Lzeu meys (.) based on testcross of half – sib families. Maydica . 22 : 141 – 152.

Russell , W.A and S.A Eberhart 1975. Hybrid performance of selected lines from reciprocal recurrent selection and tester cross selection program crop Sci : 15 : 1-4 .

Sprauge , G.G ., W.A Russell I.I Peny , I.W Horner , and W.D Hanson, 1962 . Effects of epistasis on grain yield in maize Sc. 2:205 –208.

Wright , S 1921 . Correlation and causation . J . Agric . Res 20 : 557 –585.

Wallter R.Fehr , 1997 . Principles of cultivars development (crop Species) Maicmilan pl. Comp. New York & London).

William F.Sheridam ,1982. Maize for biology research. University Press, Union of North Dakota , Grand . Fork ND . 58202 – UAS

رقم الإيداع: ١٦٧٨٩ / ٢٠١٠

مطابع جامعة المنوفية



السيرة الذاتية

١ـ الاسم : عبد الحميد احمد مبروك نوار.
٢ـ الوظيفة : أستاذ ورئيس قسم المحاصيل ووكيل كلية الزراعة لشئون التعليم والطلاب سابقا .
٣ـ المؤهلات الدراسية :
• بكالوريوس زراعة ـ قسم المحاصيل ـ جامعة الاسكندرية (١٩٦٧) بتقدير عام (جيد جدا) مع مرتبة الشرف الثانية.
• ماجستير فى العلوم الزراعية (محاصيل ـ تربية محاصيل) ١٩٧١ ـ جامعة الاسكندرية ، كلية الزراعة ، قسم المحاصيل.
• دكتوراة فى العلوم الزراعية ـ الاتحاد السوفيتى (محاصيل ـ تربية نبات ـ ١٩٧٧).
٤ـ الندوات :
• ندوة تحسين انتاجية الذرة الشامية (الاسكندرية ١٩٨٨).
• ندوة تحسين القطن المصرى (كلية الزراعة بالمنوفية ١٩٩٩).
• ندوة أهمية محصول الشعير العارى كمحصول غذاء استراتيجى فى مصر (كلية الزراعة بالمنوفية ١٩٩٩).
٥ـ المؤتمرات العلمية : شارك فى العديد من المؤتمرات العلمية فى مصر :
• مؤتمر علوم النبات الزراعى كلية الزراعة جامعة المنصورة ١٩٨٥/٩/٢٢.
• جميع مؤتمرات علوم المحاصيل التى عقدت فى مصر ابتداً من ١٩٨٦/٩/٨
• مؤتمرات تربية النبات التى عقدت فى مصر ابتداً من ١٩٩٩/١١/٢
• نائب رئيس المؤتمر القومى التاسع لعلوم المحاصيل ـ كلية الزراعة جامعة المنوفية ٩ـ١٠ سبتمبر ٢٠٠٠.
• مؤتمر جمعية علوم المحاصيل الذى عقد فى مدينة لوجان بولاية مونتانا الامريكية الولايات المتحدة الامريكية ـ١٩٨٤.
٦ـ المؤلفات :
تصميم وتحليل التجارب الزراعية – الطرق الاحصائية الوراثية والبيولوجية في تربية النبات ـ الطفرات وتربية النبات ـ تربية محصول الذرة الشامية ـ تربية محاصيل العلف والمراعى ـ تربية محاصيل الحبوب ـ زراعة الانسجة فى المحاصيل ـ الهرمونات النباتية فى المحاصيل ـ الاتجاهات الحديثة فى تربية المحاصيل.
٧ـ المشروعات :
• رئيس الفريق البحثى لمشروع ـ تغيير الدورة الزراعية فى وسط الدلتا بجمهورية مصر العربية (١٩٩٣ـ١٩٩٥) ، احد مشاريع النارب الامريكية.
• رئيس الفريق العلمى بمحافظة المنوفية ـ مشروع النهوض بمحصول الذرة الشامية (١٩٨٠ ـ ١٩٩٨) ، أحد مشروعات وزارة الزراعة واكاديمية البحث العلمى والجامعات المصرية.
• عضو اللجنة الاشرافية بوزارة الزراعة لتحسين محصول الذرة الشامية بجمهورية مصر العربية (١٩٩٦ ـ وحتى الان).
• رئيس الفريق العلمى لمشروع ـ تغيير الدورة الزراعية فى وسط الدلتا بجمهورية مصر (٢٠٠٤) ، احد مشاريع وزارة الزراعة المصرية.
• وله العديد من البحوث العلمية فى انتاج وتربية المحاصيل.
٨ـ الزيارات العلمية :
• أستاذ زائر ـ جامعة ولاية مونتانا بالولايات المتحدة الامريكية ١٩٨٣ . وشارك فى اجراء بعض البحوث العلمية على محاصيل العلف . كما تلقى دراسات لمدة فصلين دراسين فى مجال تربية النبات والاحصاء وتحليل التجارب الزراعية وانتاج محاصيل العلف.
• استاذ زائر ـ معهد بحوث محصول الذرة الشامية –١٩٩٠ يوجوسلافيا .
• أستاذ زائر ـ لكلية الزراعة جامعة نورث داكوتا بالولايات المتحدة الامريكية ١٩٩٣.
• استاذ زائر – كلية الزراعة جامعه تكساس بالولايات المتحدة الأمريكية – ٢٠٠٣ .
٩ـ البحوث العلمية :
• نشر مايقرب من ٨٥ بحثاً علمياً فى مجال انتاج وتربية المحاصيل الاقتصادية الهامة.
١٠ـ اللجان العلمية الدائمة / المجلس الاعلى للجامعات :
• عضو اللجان العلمية الدائمة لدورتين متتالتين.
• عضو لجنة ترقيات الاساتذة المساعدون ٢٠٠٢ ـ ٢٠٠٤ .
• عضو لجنة ترقيات الاساتذة ٢٠٠٥ ـ ٢٠٠٩ .
وقد ساهم فى تقييم وترقية العديد من الاساتذة والاساتذة المساعدون فى هاتين اللجنتين.



مطابع جامعة المنوفية